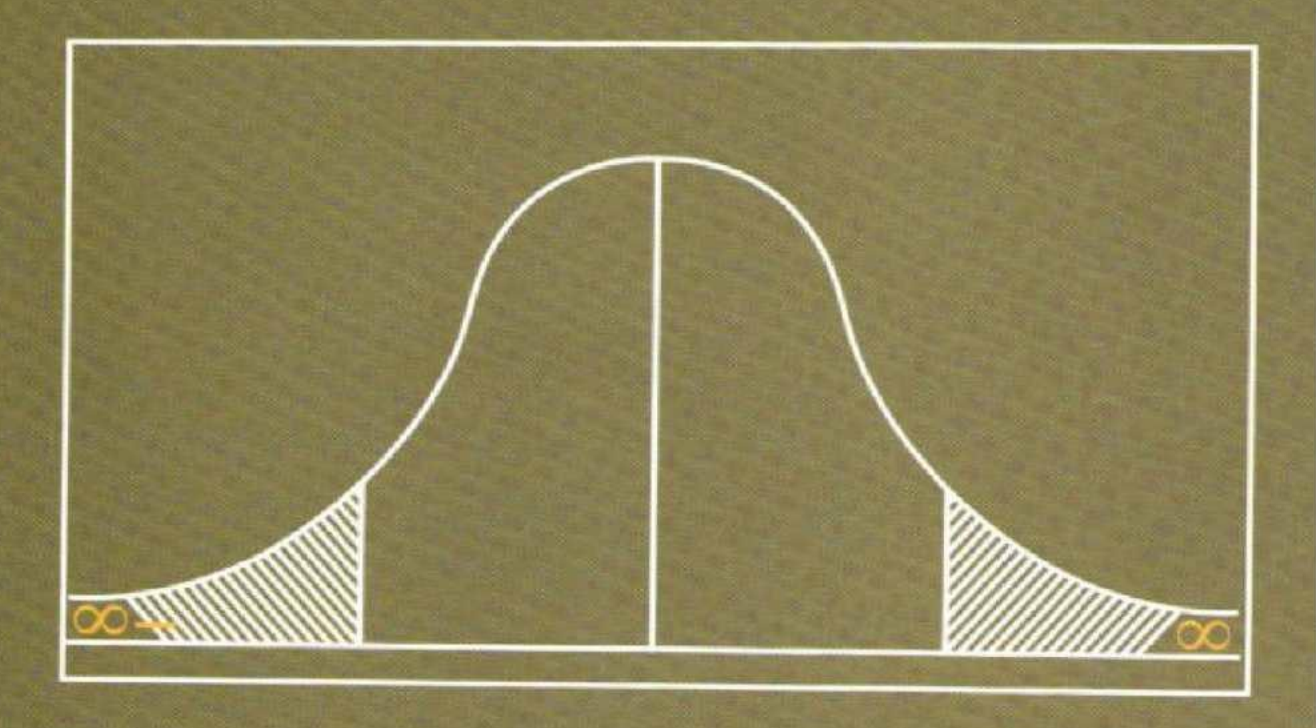
مع قرص يحتوى على بيانات SPSS التطبيقية



مركز البحوث



الإحصاء بلا معاناة

المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS

(الجزء الثاني)

تأليف

د . محمد شامل بهاء الدين فهمي

بسم الله الرحمن الرحيم



مركز البحوث

الإحصاء بلا معاناة

المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS

الجزء الثانى

تأليف

د. محمد شامل بهاء الدين فهمي

١٤٢٦هـ - ٢٠٠٥م

بطاقة الفهرسة

ⓗ معهد الإدارة العامة، ١٤٢٦هـ

فهرسة مكتبة الملك فهد الوطنية أثناء النشر

فهمي، محمد شامل بهاء الدين

الإحصاء بلا معاناة: المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS.

محمد شامل بهاء الدين فهمي – الرياض ١٤٢٦هـ

٨٤٨ ص؛ ١٧ × ٢٤سم

ردمك: ٣-١٣٧-١٤-٩٩٦٠

١ – البرمجة – حواسيب ٢ – الإحصاء التحليلي – معالجة البيانات

أ – العنوان

ديوي ٠٠٥,٣ ١٤٢٦/٦٤٢١

رقم الإيداع: ١٤٢٦/٦٤٢١

ردمـــــك: ٣-١٣٧-١٤-٩٩٦٠

المحتويـــات

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الفصل السابع

أساليب (اختبارات) الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين

موضوعات الفصل:

- الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين.
- الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين.
- الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين).
- الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين).
- استخدام الحاسوب.

أهداف الفصل السابع:

بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغي أن تكون قادراً على:

١ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين مثل: اختبار تحليل التباين فى اتجاه واحد للعينات المستقلة، واختبارات المقارنات المتعددة للمتوسطات.

٢ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين مستقلتين مثل: اختبار كروسكال والاس، واختبار الوسيط للمقارنة بين عدة مجتمعات مستقلة، واختبار مربع كاى للمقارنة بين أكثر من نسبتين.

٣ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) المعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين) مثل: اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه للقياسات المتكررة.

٤ - إجراء جميع الاختبارات (الأساليب) اللامعلمية الخاصة بدراسة الفروق (الاختلافات) بين أكثر من مجموعتين غير مستقلتين مثل: اختبار تحليل التباين لـ "فريدمان"، واختبار كوكران للعينات المرتبطة.

٥ - تنفيذ وقراءة نتائج جميع الاختبارات (المعلمية، واللامعلمية) الخاصة بدراسة الفروق بين أكثر من مجموعتين (مستقلتين، وغير مستقلتين) باستخدام برنامج الـ SPSS.

(٧-١) مقدمة:

عرضنا في الفصول السابقة بعض أهم الأساليب الإحصائية الاستدلالية التي يمكن أن يستخدمها الباحث في تحليل البيانات المستمدة من مجموعة (عينة) واحدة أو من مجموعتين (عينتين)، غير أن كثيرًا من الباحثين يستخدمون عادة أكثر من عينتين في دراساتهم وتجاربهم العلمية؛ بهدف التحقق من أثر متغير مستقل معين (له أكثر من وجهين) أو أكثر على المتغير التابع. ويتحدد عدد المجموعات (العينات) المطلوبة لأي من هذه الدراسات تبعًا لعدد مستويات المتغير أو المتغيرات المستقلة.

وقد يعتقد البعض أن الطرق السابقة، الخاصة بمقارنة متوسطين، يمكن تطبيقها هنا على أساس إجراء عدة مقارنات، تجرى في كل مرة بين مجموعتين، غير أن ذلك لا يعد عملاً مقبولاً لعديد من الاعتبارات نذكر أهمها:

١- الجهد المبذول في عقد المقارنات الثنائية:

عدد الاختبارات (المقارنات) المطلوبة يزيد بدرجة كبيرة مع زيادة عدد المجموعات (المتوسطات) المطلوب مقارنتها، فإذا كان عدد المتوسطات المطلوب مقارنتها هو "ك" يكون عدد المقارنات المطلوبة [ك × (ك - ١)/٢] فمثلاً إذا كان لدينا خمس مجموعات فيكون مطلوبًا عقد [(٥ × ٤)/٢] = ١٠ مقارنات.

٢- إضعاف عملية المقارنة:

إن إجراء الاختبار بين حالتين فقط وترك الحالات الأخرى (ولو مؤقتًا) يعني ترك معلومات إضافية متاحة عن المجتمع، وضياع فرص الحصول على أفضل تقدير لتباين المجتمع، مما يسهل عقد المقارنات في آن واحد وليس في صورة ثنائيات.

٣- ازدياد مخاطر الوقوع في خطأ من النوع الأول:

إن استخدام اختبار (ت) للمقارنة بين متوسطي مجموعتين، وتكرار ذلك على مجموعتين عشوائيتين أخريين عند مستوى المعنوية نفسه (وليكن α = ٠.٠٥)، فإن احتمال رفض الفرض العدمي، وهو صحيح في المرتين، سوف يزيد على (٠.٠٥)؛ لأن

(٧-٢-١) الأساليب المعلمية:

يمثل تحليل التباين مجموعة من الأساليب الإحصائية المعلمية التى تتناول عينات مستقلة متعددة، ويكون ميزان قياس المتغير (أو المتغيرات) المستقل اسميًا له أكثر من وجهين، بينما يكون ميزان **قياس المتغير التابع فتريًا على الأقل**. وتتميز هذه الأساليب بالمرونة بحيث يمكن استخدامها فى تصميمات تجريبية متعددة، مثل تصميم العامل الواحد Single-Factor Design والتصميمات العاملية Factorial Designs، وتصميمات القياسات المتكررة Repeated Measurement Designs وغيرها من التصميمات، إلا أننا سوف نقتصر فى هذا الفصل على أبسط هذه التصميمات وهو تصميم العامل الواحد، وهو إما أن يشتمل على عينات مستقلة، ويسمى عندئذ التصميم العشوائى الكامل Completely Randomized Design أو يشتمل على عينة واحدة يكرر عليها القياس، ويسمى تصميم القياسات المتكررة. والأسلوب الإحصائى الذى يمكن أن يستخدمه الباحث فى تحليل البيانات المتعلقة بهذين التصميمين اللذين يتناولان عاملاً واحدًا يسمى "تحليل التباين فى اتجاه واحد" One Way Analysis Of Variance ويسمى اختصاراً One Way ANOVA. وسوف نقتصر فى هذا القسم على التصميم العشوائى الكامل، أى الذى يشتمل على عينات مستقلة.

أسلوب تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة العينات المستقلة:

صمم فيشر Fisher هذا الأسلوب لتيسير تحليل البيانات المستمدة من التجارب الميدانية والمختبرية فى مجال البحوث الزراعية والبيولوجية وتفسير نتائجها. ويمثل اليوم إحدى أدوات البحث المهمة، ليس فقط فى هذه المجالات وإنما فى العلوم النفسية والاجتماعية والطبيعية المختلفة وغيرها.

الأساس المنطقى لتحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة العينات المستقلة:

نفترض أنه لدينا ثلاث طرق مختلفة لتدريب الموظفين (الأولى - الثانية - الثالثة) وطبقت على مجموعات مختلفة من الموظفين، وأردنا مقارنة متوسطات هذه الطرق الثلاث فى إنتاجية الموظفين. فى هذه الحالة لدينا متغيران، أحدهما متغير مستقل (اسمى) وهو

طرق التدريب (ثلاث طرق)، والثانى متغير تابع (فئوى على الأقل) وهو إنتاجية الموظف (العامل) بمعنى كم وحدة فى الساعة. ويمكن النظر إلى التباين الكلى لإنتاجية الموظف (المتغير التابع) فى الطرق الثلاث ككل على أنه حاصل جمع مركبة تباين إنتاجية كل طريقة من تلك الطرق بالنسبة لمتوسطها. ويسمى ذلك النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within Groups ويسمى أيضًا تباين الخطأ، ومركبة تباين المجموعات الثلاث بالنسبة للمتوسط العام لهذه المجموعات، ويسمى ذلك النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups وعلى ذلك فإن:

التباين الكلى = مركبة التباين داخل المجموعات + مركبة التباين بين المجموعات.

وبما أن هذه الإضافة تقوم فى جوهرها على جمع المربعات، إذن يمكن أن نعيد صياغة المعادلة السابقة كما يلى:

المجموع الكلى للمربعات = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات.

ويعتمد تحليل التباين فى صورته النهائية على الكشف عن مدى اقتراب التباين بين المجموعات من التباين داخل المجموعات أو مدى ابتعاده، ويقاس ذلك بإيجاد النسبة بين تقديرى التباين أو خارج قسمتهما كما اقترحها فيشر وأطلق عليها نسبة "ف" F-Ratio، لذلك يسمى هذا الاختبار أحيانًا باختبار "ف"، حيث:

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \frac{\text{متوسط مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط مجموع المربعات داخل المجموعات}} \quad (١-٧)$$

وبطبيعة الحال فإنه كلما كان التباين بين المجموعات أكبر من التباين داخل المجموعات كان الناتج وهو قيمة "ف" أكبر، وزاد احتمالية الحصول على دلالة إحصائية لهذه القيمة الناتجة من خارج قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات، وتحدد قيمة هذه النسبة ما إذا كان تقديرا التباين مستمدين من مجتمع واحد، أما إذا كانت التقديرات مختلفة، وبالتالى نستنتج أن الأمر لا يعزى إلى الصدفة وإنما إلى اختلاف المجموعات، وهذا يتطلب تحديد مستوى دلالة للتحقق من صحة الفرض العدمى، وذلك بالرجوع إلى

جدول الدلالة الإحصائية لـ "ف" الموجود بالملاحق. ويمعنى آخر إذا لم يكن للمتغير المستقل تأثير فى المتغير التابع، فإن التباين بين المجموعات يعود إلى أخطاء المعاينة، ومن ثم تكون النسبة الفائية تساوى الوحدة تقريبًا. أما إذا كان للمتغير المستقل تأثير فى المتغير التابع فإن التباين بين المجموعات يزداد أكثر مما هو متوقع من أخطاء المعاينة، ومن ثم يكون التباين بين المجموعات أكبر من تباين الخطأ (التباين داخل المجموعات) وتزداد قيمة النسبة الفائية عن الوحدة، وعليه فإن قيمة ف تزداد بزيادة تأثير المتغير المستقل (Kiess, 1989: pp 261).

تصميم نموذج تحليل التباين فى اتجاه واحد:

نفترض أن لدينا عينات عشوائية من الحجم ($ن_ر$) تم اختيارها من (ك) من المجتمعات (ر = ١، ٢، ٣، ....ك). وسوف نفترض أن المجتمعات التى عددها (ك) مستقلة وتتبع توزيعات طبيعية بمتوسطات $م_١$، $م_٢$، $م_٣$، ....، $م_ك$ وتباين مشترك σ^2 والمطلوب اختبار الفروض التالية:

- الفرض العدمى: $م_١ = م_٢ = م_٣ = ... = م_ك$ (لا يوجد اختلافات معنوية بين المجتمعات أو المعالجات).
- ضد الفرض البديل: واحد على الأقل من $م_ر$ يختلف عن الباقى (يوجد اختلافات معنوية بين المجتمعات أو المعالجات).

وتعتمد فكرة تحليل التباين على النظر إلى العينات المسحوبة من المجتمعات المراد المقارنة بينها على أنها عينة واحدة، ويتم حساب التباين الكلى بين مفرداتها (فى الحقيقة مجموع المربعات الكلى) TSS Total Sum of Square ثم يجزأ هذا التباين إلى جزأين:

- جزء يرجع إلى اختلاف المجتمعات (المجموعات أو المعالجات) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين المجتمعات (المجموعات) ← (م م ب).

(Sum of Square Between Groups → SSB)

- جزء آخر يرجع إلى الاختلاف داخل المجموعات، ويسمى مجموع المربعات داخل المجتمعات (المجموعات)، ويسمى أيضًا مجموع مربعات الخطأ ← (م م خ).

(Sum of Square Within Groups → SSE)

أى أن:

مجموع المربعات الكلى = مجموع المربعات بين المجموعات + مجموع المربعات داخل المجموعات.

م م ك = م م ب + م م خ　　(٧-٢)

TSS = SSB + SSE

وبوجه عام لإجراء اختبار تحليل التباين فى اتجاه واحد يلزم إجراء بعض الحسابات، توضع نتائجها فى جدول يسمى "جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه One-Way ANOVA Table، وهذا الجدول هو ما يوضحه الباحثون فى دراستهم أو أبحاثهم التى يعملون على نشرها فى الدوريات.

(جدول رقم ٧-١)

الشكل العام لجدول تحليل التباين أحادى الاتجاه

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات (تقدير للتباين)	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائى)
بين المجموعات	م م ب	(ك − ١)	$ع_1^2$ = (م م ب/ ك − ١)	$ع_1^2 / ع_2^2$
داخل المجموعات (الخطأ)	م م خ	(ن − ك)	$ع_2^2$ = (م م خ/ ن − ك)	
الكلى	م م ك	(ن − ١)		

ثم نأتى بقيمة ف (الجدولية) من جداول ف (انظر ملاحق الجداول) عند درجات حرية (ك − ١، ن − ك) واحتمال (١ − α) فإذا كانت قيمة النسبة ف (المحسوبة) أكبر من قيمة ف (الجدولية) نرفض الفرض العدمى وبالتالى يتم قبول الفرض البديل، أما إذا كانت قيمة ف (المحسوبة) أقل من قيمة ف (الجدولية) فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى، وهذا يعنى رفض الفرض البديل.

الشروط (الفروض) التى يستند إليها تحليل التباين أحادى الاتجاه:

يستند تحليل التباين إلى بعض الفروض التى لا تختلف كثيرًا عن فروض اختبار "ت" فى حالة عينتين مستقلتين، وقد أوضحناها فى الفصل السابق، غير أننا سوف نشير إليها مرة أخرى فى إطار العينات المتعددة:

١ - استقلالية المجموعات (العينات) موضوع المقارنة:

أى أنها مجموعات غير مترابطة، أى لم يتكرر تطبيق الاختبار على أى منها واعتبار القياس فى المرة الأولى والقياس فى المرة الثانية مجموعات مستقلة، ولا يحتك أفراد المجموعات ببعضهم البعض، ولا حتى يتفاعل الأفراد داخل المجموعة الواحدة أثناء تنفيذ تجربة قياس الظاهرة موضوع الاهتمام. ويمكن أن يتحقق هذا الشرط إذا راعى الباحث العشوائية فى معاينات المجتمعات موضع المقارنة (الدراسة)، وعند تقسيم الأفراد إلى مجموعات تجريبية.

٢ - اعتدالية توزيعات قيم (درجات) المتغير التابع فى المجتمعات موضوع المقارنة (الدراسة):

وتحقق هذا الفرض يتخذ دليلاً على أن متوسط وتباين كل من هذه المجتمعات التى استمدت منها عينات الدراسة مستقلة عن بعضها البعض، بحيث يمكن أن يزداد أو يقل متوسط قيم (درجات) إحدى العينات نتيجة تأثير المعالجة التجريبية دون أن يتأثر تباين هذه القيم (الدرجات). وإذا لم يتحقق هذا الشرط فى البيانات، كأن يكون توزيع قيم (درجات) إحدى العينات ملتوياً، فإن مجموع المربعات داخل المجموعات لا يؤدى إلى تقدير دقيق لتباين الخطأ الذى يرجع إلى الفروق الفردية فى المجتمع الذى استمدت منه هذه العينة. لذلك ينبغى على الباحث الذى يود استخدام تحليل التباين أن يتحقق من اعتدالية توزيع عينات دراسته، وذلك باستخدام اختبار (كا٢) فى حالة العينات التى أحجامها أكثر من (٢٠) مفحوصاً للتحقق من اعتدالية التوزيع أو استخدام اختبار كولموجروف - سميرنوف فى حالة العينات التى تحتوى على (٢٠) مفحوصاً فأقل (انظر الفصل الخامس).

وعموماً فقد ذكر Hays فى عام (١٩٨١) أنه لا ينبغى أن نولى هذا الشرط اهتماماً إذا كان حجم كل عينة من العينات موضوع المقارنة كبيراً (أكثر من ٣٠ مفحوصاً)، وذلك استناداً إلى نظرية النزعة المركزية التى أشرنا إليها فى الفصل الرابع (علام، ١٩٩٣م: ٣٠٣ & مراد، ٢٠٠٠م: ٣٠٢).

٣ - تجانس درجات الظاهرة (المتغير التابع) فى المجتمعات موضوع المقارنة، أى أن $(\sigma^{٢}_{ك} = \cdots\cdots = \sigma^{٢}_{٣} = \sigma^{٢}_{٢} = \sigma^{٢}_{١})$**:**

وعدم تحقق هذا الشرط يجعلنا لا نستطيع جمع مربعات انحرافات القيم لكل عينة عن متوسط هذه العينة للحصول على مجموع المربعات داخل المجموعات، وإذا فعلنا ذلك فإن

المجموع فى هذه الحالة لا يكون تقديراً دقيقًا لتباين المجتمع، وبالتالى يؤدى إلى تقدير أعلى أو أقل من حقيقته لخطأ التباين الذى يستخدم فى مقام النسبة "ف"، مما يجعل الباحث يخطئ فى رفض الفرض العدمى أو قبوله.

غير أن عواقب عدم تحقق هذا الشرط لا تكون ذات أهمية إذا راعى الباحث أن يكون حجم عيناته متساويًا، لذلك ننصح الباحث بأن ينتقى أعداداً متساوية من الأفراد فى كل مجموعة من المجموعات موضوع المقارنة بقدر المستطاع (علام، ١٩٩٣م: ٣٠٣). ويجب على الباحث التأكد من تحقيق فرض التجانس خاصة إذا كانت المجموعات محل المقارنة ذات أحجام عينات غير متساوية (Frund & Wilson, 1997).

ولاختبار فرض التجانس اقترح هارتلى Hartley عام ١٩٤٠ طريقة لاختبار التجانس فى حالة تساوى أحجام العينات، وهى حساب قيمة (ف) من قسمة أكبر تباين على أصغر تباين من تباينات العينات (يتم استخراج أو حساب تباين كل عينة على حدة) أى أن قيمة ف (المحسوبة) هنا لهذا الاختبار هى (أكبر تباين/ أصغر تباين) ثم مقارنة الناتج بتوزيع خاص يسمى F-Max (يوجد جدول يسمى جدول هارتلى) بدرجات حرية (ك، ن – ١) حيث ك تمثل عدد المجموعات، ن حجم أى عينة (يفترض فى هذا الاختبار أن جميع العينات موضوع الدراسة متساوية الحجم). فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون ف (المحسوبة) أقل من القيمة الجدولية قيل إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات. وقد توصل كوكران Cochran فى عام ١٩٤١ إلى اختبار آخر بسيط لفرض التجانس يصلح فى حالة ما إذا كانت أحجام العينات متساوية أو غير متساوية، ويعتمد على حساب قيمة المختبر الإحصائى ف (المحسوبة) = (التباين الأكبر / مجموع التباينات لجميع العينات) بدرجات حرية (ك، ن – ١). حيث ك تمثل عدد المجموعات، ن عدد أفراد أكبر مجموعة، ثم نرجع إلى جداول خاصة باختبار كوكران بدرجات الحرية المبينة لاستخراج القيمة الجدولية. فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون ف (المحسوبة) أقل من القيمة الجدولية قيل إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات.

وقدم بارتلت Bartlett طريقة أخرى لاختبار فرض التجانس لا تشترط تساوى أحجام عينات المجموعات، ولكنها طريقة معقدة (رياضيًا) وتعتمد على توزيع كا٢. وقد توصل كل من كوكس Cox عام ١٩٥٢، وشيفيه `Scheffe عام ١٩٥٩ إلى طرقٍ أقل تعقيداً من طريقة بارتلت لاختبار فرض التجانس، إلا أنها ليست سهلة الاستخدام.

وفى النهاية يجب أن ننوه بأن شرط اعتدالية توزيع البيانات فى كل مجموعة من المجموعات له تأثير طفيف فى قيمة "ف" الناتجة من تحليل التباين، ويزول هذا التأثير مع كبر أحجام العينات، وكذا شرط التجانس فى المجموعات من الممكن التغاضى عنه فى حالة تساوى أحجام العينات. إلا أن الأمر محفوف ببعض المخاطر فى حالة العينات الصغيرة وغير المتساوية، ولتجنب هذه المخاطر ننصح الباحث بالاعتماد على أحد الأساليب اللامعلمية (اختبار كروسكال - والاس مثلاً) البديلة لاختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه والتى تتعامل مع البيانات الرتبية (ومن الممكن أن تكون البيانات فئوية أو نسبية) ولا تتطلب هذه الشروط أو الافتراضات. وسوف نعرض لهذه الأساليب فى قسم (٧-٢-٢).

المقارنات المتعددة للمتوسطات Multiple Comparison of Means:

فى اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه إذا وجدنا أن قيمة "ف" دالة إحصائيًا بمعنى أننا رفضنا الفرض العدمى القائل بعدم وجود فروق بين المجموعات (طرق التدريب فى مثالنا)، أى توصلنا إلى القول بأن هناك فروقًا جوهرية (معنوية) بين طرق التدريب المختلفة فى تأثيرها فى متوسط الإنتاجية. فى هذه الحالة فإن الباحث عادة لا يتوقف عند هذا الحد، بل يود أن يحدد أى طريقة تدريب أكثر فاعلية، فقيمة "ف" الدالة إحصائيًا تخبرنا فقط بأن إحدى طرق التدريب الثلاث على الأقل تختلف عن طريقة أخرى على الأقل، أو أنها جميعًا تختلف عن بعضها البعض. وهذا يتطلب من الباحث إجراء بعض المقارنات بين المتوسطات التى حصل عليها لكى يستخلص أكبر قدر من المعلومات من بيانات دراسته، مثل ما هى أفضل طريقة للتدريب؟ هل هناك طريقتان بين الطرق الثلاث غير مختلفتين؟ ... وهكذا من التساؤلات. هذا الإجراء يسمى بالمقارنات المتعددة للمتوسطات. وتنقسم المقارنات المتعددة إلى قسمين رئيسين هما المقارنات القبلية Priori Comparisons والمقارنات البعدية Post hoc or Posteriori Comparisons وذلك بحسب ما إذا كان الباحث يحدد هذه المقارنات مسبقًا، أى قبل بدء التجربة أو بعد الانتهاء منها.

فمثلاً: إذا أراد الباحث أن يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين متوسطات المجموعات الثلاث، كأن يقارن المجموعة الأولى بالثانية، والأولى بالثالثة، والثانية بالثالثة. أو إذا لم يود أن يحدد مقارناته مقدمًا، أى قبل جمع البيانات فإنه يكون بصدد إجراء مقارنات بعدية، وهى الشائعة الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية، حيث إنها تسمح للباحث أن يتفقد بياناته التى أظهر تحليل التباين أن نتائجها دالة إحصائيًا.

وهناك من الباحثين من يود قاصدًا إجراء المقارنات بين مجموعتين محددتين مثل المجموعة الثانية والثالثة، وبين الثالثة والأولى تاركًا مقارنة المجموعتين الأولى والثانية، حينئذ يكون هناك تخطيط قبلي للمقارنات Planned or Appriori Comparisons ويجرى الباحث هذه المقارنات القبلية بغض النظر عن كون قيمة "ف" دالة إحصائيًا أم لا، بعكس المقارنات البعدية التى تتطلب أن تكون قيمة "ف" ذات دلالة إحصائية، وربما فكر البعض فى عدم أهمية إجراء تحليل التباين فى المقارنات القبلية، إلا أنهم يعيدون النظر عندما يعلمون أن المقارنات القبلية تعتمد فى حساباتها على التباين داخل المجموعات.

وعلى الرغم من كثرة وتنوع الأساليب الإحصائية التى يمكن أن تستخدم فى إجراء المقارنات المتعددة، إلا أننا سوف نركز على المقارنات البعدية فقط، ونتناول أكثر الأساليب شيوعًا فى البحوث النفسية والتربوية والتى حازت تأييد علماء الإحصاء. فمن أساليب المقارنات البعدية سنعرض طريقة أقل فرق دال (L.S.D)، وطريقة توكى Tukey، وطريقة شيفيه Scheffe` وغيرها من الطرق المستخدمة. وتتراوح هذه الطرق بين التشدد فى ضبط الخطأ من النوع الأول مثل طريقة شيفيه وبين التساهل مثل طريقة (L.S.D).

أساليب المقارنات المتعددة البعدية:

تختلف طرق المقارنات المتعددة البعدية باختلاف أسلوبها فى ضبط خطأ النوع الأول للمقارنة الواحدة وللدراسة كلها، فهناك اتجاه يرى استخدام قيمة ألفا (α) ثابتة فى كل مقارنة من المقارنات الممكنة بين أزواج المتوسطات، ولا يهتم هذا الاتجاه بخطأ الدراسة، **وهذا الاتجاه** يمثله طريقة (اختبار) أقل فرق دالٍ (L.S.D).

أما الاتجاه الثانى فيرى أن نحدد خطأ التجربة ككل (لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات) بالقيمة α. ويؤدى هذا إلى تقليل خطأ المقارنة الواحدة كلما زاد عدد المقارنات. وهذا ما تقوم به طريقة توكى Tukey التى أطلق عليها اسم طريقة المقارنات الصادقة Honestly Significant Difference.

الاتجاه الثالث (طريقة شيفيه) Scheffe`: يرى تحديد خطأ التجربة ككل لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات ولأى مقارنات أخرى محتملة بين المتوسطات. كأن نقارن مثلاً متوسط المجموعة الأولى ($م_١$) مع متوسطى المجموعتين الثانية والثالثة [($م_٢$ + $م_٣$) /٢]، ومع متوسطى المجموعتين الثانية والرابعة ... وهكذا. وقد يصل عدد هذه المقارنات إلى عدد كبير جدًا قد يكون غير محدود، ولهذا السبب تسمى طريقة شيفيه الطريقة الأكثر

تحفظًا More Conservative من الطرق الأخرى، فهى تضع حدًا أعلى لخطأ النوع الأول وهو ألفا(α)، وقد لا تصل الدراسة كلها إلى هذا المستوى المحدد، وبالتالى فإن خطأ النوع الأول للمقارنة الواحدة يقل كثيرًا عن طريقة توكى، مما يزيد من قوة اختبار (طريقة) شيفيه عن الطرق الأخرى.

الاتجاه الرابع مرتبط بطريقة بونفرونى Bonferroni وتسمى أحيانًا طريقة ضن (Dunn, 1961)، وهى تحدد حدًا أعلى لخطأ النوع الأول ألفا فى الدراسة كلها لكل المقارنات التى يرغب فيها الباحث. بمعنى أن الباحث يحدد أولاً عدد المقارنات التى يرغب فيها ثم يوزع خطأ الدراسة (٠,٠٥ مثلاً) على تلك المقارنات. وتعتمد هذه الطريقة على أنه فى أى دراسة فإن احتمال خطأ النوع الأول يجب أن يساوى (أو يقل عن) مجموع أخطاء المقارنات كلها.

والاتجاه الخامس يمثل طريقتى المقارنات المتتابعة Sequential وهما طريقة نيومان – كولز Newman- Keuls، وطريقة دنكان Duncan وتعتمد الطريقتان على تقسيم المقارنات إلى خطوات متتابعة.

أما الاتجاه السادس والأخير فيحدد خطأ الدراسة كلها بمستوى ألفا عند مقارنة مجموعة ضابطة مع عدة مجموعات تجريبية، وهى تعرف باسم طريقة ضنت Dunnett ويكون عدد المقارنات (ك-١) فقط.

اختيار الطريقة المناسبة من طرق المقارنات البعدية المتعددة:

ناقش كثيرٌ من العلماء مقارنة الطرق المختلفة للمقارنات البعدية، حيث حاولوا مقارنة تلك الطرق عن طريق حساب مستوى الخطأ من النوع الثانى (β) لكل طريقة على حدة، وتوصلوا إلى وجود فروق فى قوة الطرق المختلفة باختلاف تحقيق الافتراضات الأساسية (الاعتدالية والتجانس) خاصة الطرق التى تعتمد على توزيع (ت) وهى: دنكان، ونيومان كولز، وتوكى، وضنت، أما طريقة شيفيه التى تعتمد على توزيع (ف) فإنها لا تتأثر بالحيد عن الافتراضات الأساسية حيث أثبتت الدراسات التى قام بها العلماء السابق الإشارة إليهم أن اختبار (ف) لديه القدرة على الحفاظ على مستوى الخطأ من النوعين الأول والثانى عندما تخالف البيانات الافتراضات الأساسية، وهو ما يعرف فى الإحصاء باسم Robustness. أما اختبار (ت) فإنه يعطى قيمًا خاطئة إذا ما اختلفت أحجام العينات (بدرجة كبيرة)، أو كان توزيع الدرجات غير معتدل، أو كانت المجموعات غير متجانسة. وعلى العموم نقدم المقترحات التالية التى قد تفيد فى اختيار الطريقة المناسبة (مراد، ٢٠٠٠م: ٢٩٤) وهى:

١- تعطى بعض الطرق مستوى عاليًا من خطأ النوع الأول أكثر من المطلوب مثل طريقة (ت)، ودنكان، ونيومان كولز. فإذا كان الباحث لا يهتم بمستوى الخطأ من النوع الأول فإنه يستطيع استخدام أى من هذه الطرق الثلاث (ولتكن طريقة دنكان)، أو بمعنى آخر إذا كان الباحث يرغب فى التوصل لأية فروق بين المجموعات فيمكنه استخدام أى من هذه الطرق.

٢- إذا كان حجم المجموعة أكبر من (١٥) فيمكن الاختيار بين طريقتى توكى وشيفيه وذلك لأن مستوى الخطأ من النوع الثانى فيهما متقارب. وقد أوصى شيفيه نفسه فى عام ١٩٥٩ باستخدام طريقة توكى فى حالة عدم وجود فروق دالة من طريقة شيفيه، ذلك لأن طريقة شيفيه متحفظة أكثر من اللازم.

٣- إذا كان حجم المجموعة أكبر من (٢٠) وكانت عدد المقارنات المطلوب إجراؤها بين المتوسطات أقل من عدد المقارنات الممكنة [ك (ك - ١)/٢] فيفضل استخدام طريقة بونفرونى؛ لأنها أكثر قوة فى هذه الحالة من طريقتى توكى وشيفيه.

٤- يفضل استخدام طريقتى توكى وشيفيه فى حالة الحيد عن الافتراضات الأساسية (الاعتدالية والتجانس) أو عدم تساوى أحجام العينات المسحوبة من المجموعات، إلا إذا كانت أحجام العينات غير متساوية وكان تباين المجموعة الصغيرة أكبر من تباين المجموعة الكبيرة، عندئذ فلا توجد طريقة تصلح للمقارنات المتعددة.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار بكل أبعاده السابق الحديث عنها، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧-١) فى ملف بيانات (المتغيرات الأولية)، اختبر ما إذا كان متوسط الدخل يختلف باختلاف الحالة الاجتماعية فى المجتمع الذى سحبت منه هذه العينة، وذلك بافتراض أن مستوى المعنوية (٥٪)، ثم علق على جميع النتائج التى تحصل عليها من مخرجات البرنامج.

الحـــــــــل

يتضح من المثال أن السؤال البحثى يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، ومستوى قياس المتغير التابع (الدخل) نسبى، وبالتالى فإن الاختبار المناسب هو One-Way ANOVA، ولتوضيح كيفية تنفيذ هذا الاختبار من خلال برنامج SPSS نتبع ما يلى:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Compare Means ثم نختار الأمر One-Way ANOVA كما هو موضح فى الشكل التالى:

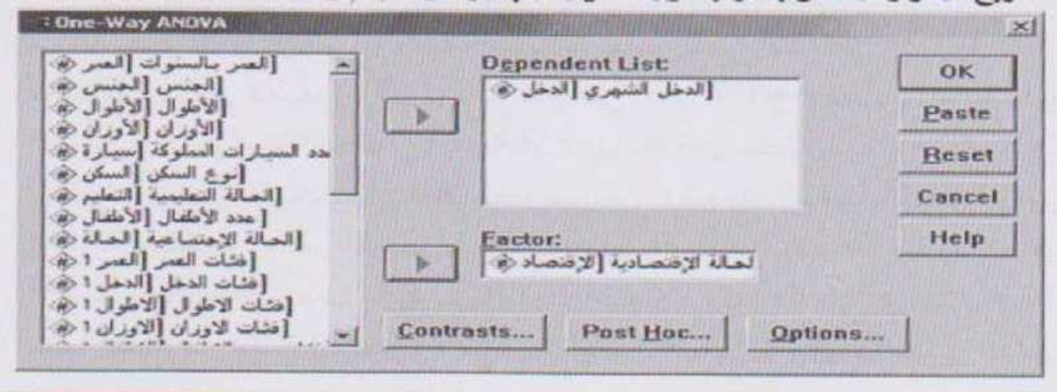
(شكل رقم ٧-١)

اختيار الأمر جدول تحليل التباين فى اتجاه واحد One-Way ANOVA

- نختار المتغير التابع (الدخل) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Dependent List: ثم نقوم بنقل المتغير المستقل أو العاملى (الحالة الاقتصادية) إلى المستطيل المعنون بـ Factor انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢)

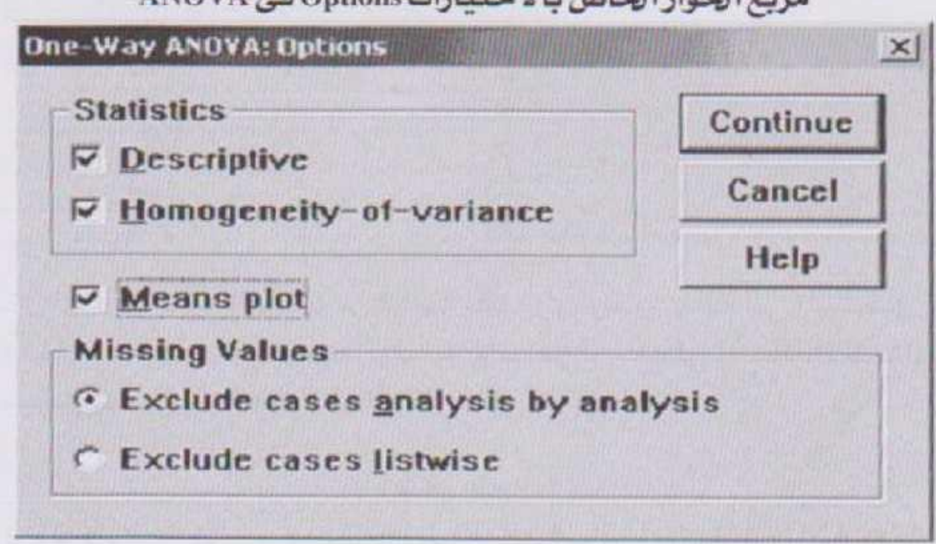
مربع الحوار الخاص بأمر جدول تحليل التباين فى اتجاه واحد One-Way ANOVA



- في الصندوق الحوارى السابق، نقوم بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نراه ملائمًا من الخيارات المتاحة التالية:
- الحصول على الإحصاءات الوصفية Descriptive الوسط الحسابى، الانحراف المعيارى، فترة ثقة للوسط الحسابى فى المجتمع، ...) للمتغير التابع عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (مجموعات المقارنة).
- فحص تماثل تباين المجتمعات، أو ما يسمى اختبار التجانس Homogeneity-of-variance.
- الرسم البيانى للمتوسطات Means plot.
- إلى جانب تحديد أسلوب التعامل مع القيم المفقودة، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٣)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options فى ANOVA



- في الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، ثم ننقر على الأمر Post Hoc فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بـ Post Hoc Multiple Comparisons الذى نختار منه الاختبار الملائم للمقارنات المتعددة. ويلاحظ أن هناك مجموعتين من الاختبارات البعدية، المجموعة الأولى (العلوية) وتشترط تجانس التباين لمجموعات المتغير العاملى (مجموعات المقارنة) Equal Variances Assumed وعادة ما يفضل الباحث اختبار شيفيه Scheffe أو توكى Tukey، بينما المجموعة الثانية (السفلية) لا تشترط تجانس التباين لمجموعات المتغير العاملى

(مجموعات المقارنة) Equal Variances Not Assumed وعادة ما يفضل الباحث هنا اختبار دانت Dunnett`s C ، كما يحدد الباحث فى هذا الصندوق مستوى المعنوية المرغوب، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٤)

مربع الحوار الخاص بالمقارنات البعدية المتعددة Post Hoc Multiple Comparisons فى ANOVA

One-Way ANOVA: Post Hoc Multiple Comparisons

Equal Variances Assumed

LSD | S-N-K | Waller-Duncan
Bonferroni | Tukey | Type I/Type II Error Ratio: 100
Sidak | Tukey's-b | Dunnett
Scheffe | Duncan | Control Category: Last
R-E-G-W F | Hochberg's GT2 | Test
R-E-G-W Q | Gabriel | 2-sided < Control > Control

Equal Variances Not Assumed

Tamhane's T2 | Dunnett's T3 | Games-Howell | Dunnett's C

Significance level: .05

Continue | Cancel | Help

- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، ثم ننقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

١- الجدول التالى (جدول ٧-٢) يتحدد فيه الإحصاءات الوصفية التالية:

- اسم المتغير التابع (الدخل الشهرى)، والأوجه المختلفة للمتغير المستقل الاسمى (المتغير العاملى) الذى يقسم العينة الكلية إلى عدة مجموعات (٤ مجموعات هنا) وهو هنا متغير الحالة الاقتصادية، والمجموعات هى: ممتازة (١)، جيدة (٢)، متوسطة (٣)، سيئة (٤).

- عدد الحالات N: بمعنى أن حجم العينة الأولى (الحالة الاقتصادية الممتازة) $ن_{١}$ = ١٧، وحجم العينة الثانية (الحالة الاقتصادية الجيدة) $ن_{٢}$ = ١٥، حجم العينة الثالثة (الحالة الاقتصادية المتوسطة) $ن_{٣}$ = ١٢، وأخيراً حجم العينة الرابعة (السيئة) $ن_{٤}$ = ٦ .

- الوسط الحسابى فى العينة Mean: بمعنى أن الوسط الحسابى للدخل فى العينة الأولى (الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة) $\bar{س}_1$ = ١٣٧١٦,٥٣، والوسط الحسابى للدخل فى عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة $\bar{س}_2$ = ١١٣٩١,٨٧، والوسط الحسابى للدخل فى عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة متوسطة $\bar{س}_3$ = ٨٩٥٢,٠٠، والوسط الحسابى للدخل فى عينة الأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية سيئة $\bar{س}_4$ = ٦٣٣٢,٣٣ .

- الانحراف المعيارى فى العينة Std. Deviation: بمعنى أن الانحراف المعيارى للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة $ع_1$ = ١٧٩٦,١٨، والانحراف المعيارى للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة $ع_2$ = ٢١٤٥,٤٩، والانحراف المعيارى للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية متوسطة $ع_3$ = ٢٢٥٩,١١، والانحراف المعيارى للدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية سيئة $ع_4$ = ٤٦٤,٧١ .

- الخطأ المعيارى للوسط الحسابى فى العينة Std. Error Mean: أو ما يسمى بخطأ التقدير، وهو عبارة عن خارج قسمة الانحراف المعيارى فى العينة على الجذر التربيعى لحجم العينة، وذلك لكل عينة على حدة، وكانت قيمته على التوالى كما يلى: (٤٣٥,٦٤) للأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة، (٥٥٣,٩٦) للأفراد الذين يتمتعون بحالة جيدة، (٩٤٠,٨٢) للأفراد الذين يتمتعون بحالة متوسطة، (٤٦٤,٧١) للأفراد الذين يتمتعون بحالة سيئة.

- فترة ثقة (٩٥٪) لمتوسط المجتمع (٩٥٪) Confidence Interval for Mean وذلك لكل مجتمع (مجموعة) على حدة، فمثلاً للأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة نجد أن فترة الثقة هنا تعنى أن متوسط دخل الأفراد الذين يتمتعون بحالة ممتازة فى المجتمع الذى سحبت منه العينة يتراوح ما بين (١٢٧٩٣,٠٢ ، ١٤٦٤٠,٠٤) ريال، وهكذا بالنسبة لباقى المجموعات الأخرى.

- أصغر قيمة Minimum وأكبر قيمة Maximum وذلك لكل مجتمع (مجموعة) على حدة، فمثلاً للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية جيدة نجد أن أصغر دخل كان (١٠٢١٤)، وأكبر دخل كان (١٦٣٠١)، وهكذا بالنسبة لباقى المجموعات الأخرى.

(جدول رقم ٧-٢)

ملخص الإحصاءات الوصفية لمتغير الدخل عند كل فئة من فئات الحالة الاقتصادية

Descriptives

الدخل الدخل الشهرى

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
ممتازة 1	17	13716.53	1796.18	435.64	12793.02	14640.04	10214	16301
جيدة 2	15	11391.87	2145.49	553.96	10203.73	12580.00	7115	15679
متوسطة 3	12	8952.00	3259.11	940.82	6881.26	11022.74	5245	16067
سيئة 4	6	6332.33	1138.30	464.71	5137.76	7526.91	5037	7663
Total	50	10989.54	3344.77	473.02	10038.97	11940.11	5037	16301

٢- الجدول التالى (جدول ٧-٣) يحتوى على نتيجة اختبار ليفين للتجانس Levene`s Test for Homogeneity of Variances وهو من الشروط المهمة التى يجب أن تتحقق لتطبيق تحليل التباين، وفى الجدول نجد اسم المتغير التابع (الدخل الشهرى)، والفرض العدمى هنا أن هناك تجانسًا والفرض البديل أنه لا يوجد تجانس. ويتم رفض الفرض العدمى إذا كانت قيمة مستوى المعنوية الحقيقى .Sig أقل من مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقًا من الباحث، وحيث إن قيمة مستوى المعنوية الحقيقى هنا فى هذا المثال Sig. = 0.219 وهى أكبر من مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$ فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى، وبالتالى نقبله. أى أننا نقبل أن هناك تجانسًا وبالتالى نستطيع الاستمرار فى إجراء الاختبار. أما إذا رفضنا الفرض العدمى وقبلنا البديل، أى رفضنا أن هناك تجانسًا بمعنى أن هناك عدم تجانس، فإننا نكتفى فقط بإجراء المقارنات البعدية الموجودة فى الجزء السفلى الخاص بحالة عدم تساوى التباينات.

(جدول رقم ٧-٣)

نتيجة اختبار ليفين للتجانس

Test of Homogeneity of Variances

الدخل الدخل الشهرى

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.530	3	46	.219

٣- أما جدول (٧-٤) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل التباين الخاص بالفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود فرق معنوى بين المجموعات محل المقارنة [تساوى متوسط الدخل للأفراد الذين يتمتعون بحالة اقتصادية ممتازة ($م_1$)، والذين يتمتعون بحالة جيدة ($م_2$)، والذين يتمتعون بحالة متوسطة ($م_3$) والذين يتمتعون بحالة سيئة ($م_4$)] ضد الفرض البديل القائل بوجود فرق، ولاختبار ذلك ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى، وهو محسوب هنا لاختبار من طرفين، ويرمز له بالرمز Sig.=0.000 وهو يقل هنا عن مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقًا من الباحث ($\alpha = 0.05$) وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى القائل بأنه لا يوجد فرق معنوى بين المجموعات محل المقارنة من حيث الدخل الشهرى، أى أننا نقبل الفرض البديل بوجود فرق معنوى فى متوسط الدخل بين المجموعات محل المقارنة، وبالتالى سنستمر فى إجراء المقارنات البعدية المتعددة بين كل زوجين من المجموعات محل المقارنة. أما إذا كنا قبلنا الفرض العدمى (أى قبلنا عدم وجود فرق معنوى بين المجموعات) فإن الاختبار كان سوف ينتهى عند هذه الخطوة ولا داعى لإجراء اختبارات المقارنات المتعددة. كما يلاحظ على نتائج جدول ANOVA من اليسار أول عمود يحتوى على مصدر التباين (بين المجموعات، داخل المجموعات، الكلى)، أما العمود الثانى فيحتوى على مجموع المربعات الخاصة بكل من: بين المجموعات، داخل المجموعات، الكلى، كذلك العمود الثالث يحتوى على درجات الحرية لكل منهما، والعمود الرابع يحتوى على متوسط مجموع المربعات، وهو خارج قسمة مجموع المربعات على درجات الحرية، ثم العمود الخاص بالنسبة ف، وهى خارج قسمة متوسط مجموع المربعات الخاص ب بين المجموعات على متوسط مجموع المربعات الخاص ب داخل المجموعات.

(جدول رقم ٧-٤)

نتائج اختبار تحليل التباين لدراسة الفروق بين المجموعات المختلفة من حيث الدخل الشهرى

ANOVA

الدخل الدخل الشهرى

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	3.09E+08	3	1029347682.4	19.780	.000
Within Groups	2.39E+08	46	5203961.550		
Total	5.48E08	49			

(جدول رقم ٧-٥)

نتائج بعض الاختبارات البعدية Post Hoc Tests للمقارنة بين متوسط الدخل الشهري بين كل مجموعتين على حدة

Multiple Comparisons

Dependent Variable: الدخل الدخل الشهرى

	الاقتصاد الحالة الاقتصادية (I)	الاقتصاد الحالة الاقتصادية (J)	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Scheffe	ممتازة 1	جيدة 2	2324.66	808.11	.053	-20.33	4669.66
		متوسطة 3	4764.53*	860.10	.000	2268.67	7260.39
		سيئة 4	7384.20*	1083.26	.000	4240.79	10527.60
	جيدة 2	ممتازة 1	-2324.66	808.11	.053	-4669.66	20.33
		متوسطة 3	2439.87	883.51	.068	-123.92	5003.66
		سيئة 4	5059.53*	1101.93	.001	1861.92	8257.14
	متوسطة 3	ممتازة 1	-4764.53*	860.10	.000	-7260.39	-226867
		جيدة 2	-2439.87	883.51	.068	-5003.66	123.92
		سيئة 4	2619.67	1140.61	.168	-690.17	5929.51
	سيئة 4	ممتازة 1	-7384.20*	1083.26	.000	-10527.60	-4240.79
		جيدة 2	-5059.53*	1101.93	.001	-8257.14	-1861.92
		متوسطة 3	-2619.67	1140.61	.168	-5929.51	690.17
Dunnett C	ممتازة 1	جيدة 2	2324.66*	808.11		288.54	4360.79
		متوسطة 3	4764.53*	860.10		1671.42	7857.64
		سيئة 4	7384.20*	1083.26		5280.75	9487.64
	جيدة 2	ممتازة 1	-2324.66*	808.11		-4360.79	-288.54
		متوسطة 3	2439.87	883.51		-817.04	5696.77
		سيئة 4	5059.53*	1101.93		2723.90	7395.17
	متوسطة 3	ممتازة 1	-4764.53*	860.10		-7857.64	-1671.42
		جيدة 2	-2439.87	883.51		-5696.77	817.04
		سيئة 4	2619.67	1140.61		-678.41	5917.75
	سيئة 4	ممتازة 1	-7384.20*	1083.26		-9487.64	-5280.75
		جيدة 2	-5059.53*	1101.93		-7395.17	-2723.90
		متوسطة 3	-2619.67	1140.61		-5917.75	678.41

* The mean difference in significant at the .05 level.

Homogeneous Subsets

الدخل الدخل الشهرى

	الاقتصاد الحالة الاقتصادية	N	Subset for alpha = .05			
			1	2	3	4
Tukey B[a,t]	سيئة 4	6	6332.33			
	متوسطة 3	12		8952.00		
	جيدة 2	15			11391.87	
	ممتازة 1	17				13716.53
Scheffe[a,b]	سيئة 4	6	6332.33			
	متوسطة 3	12	8952.00	8952.00		
	جيدة 2	15		11391.87	11391.87	
	ممتازة 1	17			13716.53	
	Sig.		.086	.123	.152	

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.
a. Uses Hamonic Mean Sample Size = 10.653.
b. The group sizes are unequal. The hamonic mean of the group sizes is used. Typel I error levels are ont guaranteed.

(شكل رقم ٧-٥)

الرسم البيانى لمتوسطات الدخل الشهرى (المتغير التابع) عند كل فئة من فئات الحالة الاقتصادية (المتغير المستقل)





مقاييس قوة العلاقة فى تحليل التباين بين المتغير المستقل والمتغير التابع:

من الملاحظ أن بعض الباحثين يعتمدون فى تقرير نتائجهم على الدلالة الإحصائية للنسبة "ف" دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرين، وتصبح هناك مغالاة فى تفسير النتائج اعتماداً على دلالة قيمة "ف" على الرغم من أنه ربما لا تكون لها قيمة من الناحية التطبيقية أو العملية. ولذلك إذا وجد الباحث أن قيمة النسبة "ف" دالة إحصائيًا، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو طرق التدريب فى مثالنا) له تأثير غير صفرى فى المتغير التابع (إنتاج الموظف فى مثالنا) ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين. وربما كانت دلالة "ف" إحصائيًا لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين، وبالتالى يفضل تحديد قوة هذه العلاقة. ففى اختبار "ت" لعينتين مستقلتين استخدمنا معامل الارتباط الثنائى المتسلسل، ولكن فى حالة العينات المتعددة سوف نستخدم معاملاً يرمز له بالرمز (ϵ) وتقرأ (إيبسلون) حيث (علام، ١٩٩٣م: ٣٠١):

$$\epsilon = \text{جذر} \left\{ \frac{(\text{ف} - 1) \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}}{(\text{ف} \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}) + \text{درجات الحرية داخل المجموعات}} \right\} \quad (٧-٣)$$

وفى المثال التطبيقى السابق كانت قيمة ف (المحسوبة) = (١٩,٧٨٠)، درجات الحرية بين المجموعات كانت = ٣، درجات الحرية داخل المجموعات كانت = ٤٦، وبالتالى فإن معامل الارتباط يكون:

$$\epsilon = \text{جذر} \left\{ \frac{٣ \times (١ - ١٩,٧٨٠)}{٤٦ + (٣ \times ١٩,٧٨٠)} \right\}$$

وبالتالى فإن ϵ = ٠,٧٣

وهذه القيمة تدل على أن العلاقة بين الدخل والحالة الاقتصادية دالة عند نفس المستوى (٠,٠٥) ولكنها قوية بدرجة كبيرة.

ومن غير الصحيح ظن بعض الباحثين أن دلالة قيمة "ف" تعنى أن للمتغير المستقل (وهو الحالة الاقتصادية فى مثالنا) تأثيراً قويًا، أو أن التأثير يكون أقوى عند مستوى دلالة

معنوية (٠,٠١) عنه فى حالة مستوى الدلالة (٠,٠٥) ولكن المناسب حساب مقدار العلاقة بين المتغيرين كما أوضحنا. ويرجع خطأ هذه التفسيرات إلى أن قيمة النسبة "ف" المحسوبة تتأثر بعوامل أخرى غير تأثير المتغير المستقل فى التصميم التجريبى، فكلما زاد حجم العينات زادت قيمة "ف" المحسوبة، على الرغم من ثبات تأثير المتغير المستقل. ولذلك يفضل تحديد مقدار هذا التأثير، أو قوة العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل، باستخدام معامل الارتباط السابق ذكره (الشربينى، ١٩٩٥م؛ ص: ١٧٩ & علام، ١٩٩٣م؛ ٣٠٢).

وهناك مقياس آخر يستخدم لتفسير قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع يعتمد على الكشف عن مقدار التباين فى قيم (درجات) المتغير التابع الذى يعزى إلى المتغير المستقل. ويستخدم لذلك الصورة التالية:

ω^2 = مجموع المربعات بين المجموعات / مجموع المربعات الكلى) (٧-٤)

حيث ω^2 هى التباين المفسر وتقرأ (أوميجا تربيع). ففى المثال السابق كان مجموع المربعات بين المجموعات = (٣٠٩٠٠٠٠٠٠)، ومجموع المربعات الكلى كان = (٥٤٨٠٠٠٠٠٠) وبالتالى فإن ω^2 = (٣٠٩٠٠٠٠٠٠ / ٥٤٨٠٠٠٠٠٠) × ١٠٠ = ٥٦,٣٩ ٪. ومن ذلك نقول إن (٥٦,٣٩ ٪) من التباين فى المتغير التابع (الدخل) يعزى لكون العينات من حالة اقتصادية مختلفة.

وبوجه عام يمكن أخذ القيم التالية فى الاعتبار عند مناقشة قيمة التباين المفسر (الشربينى، ١٩٩٥م؛ ص: ١٨٠):

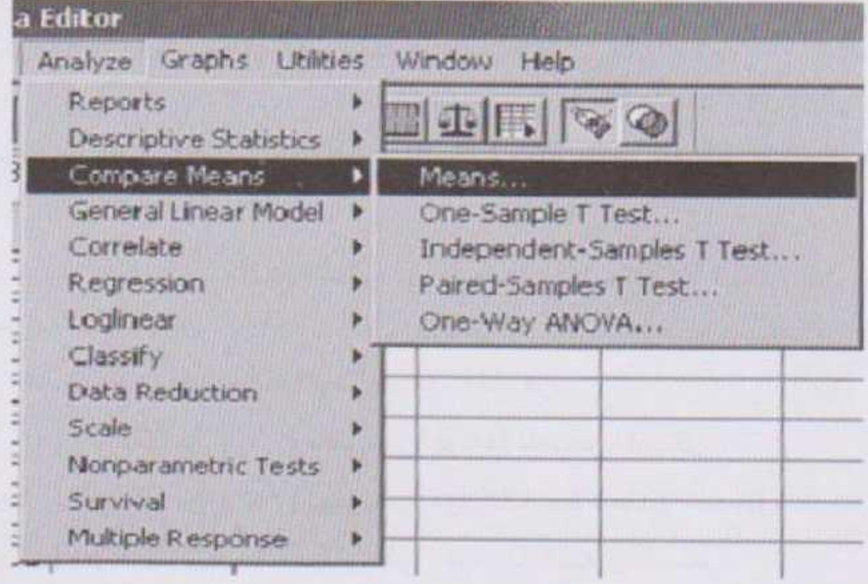
- (٦٠٪) فأكثر يعنى أثرًا مرتفعًا جدًا للمتغير المستقل.
- من (٥٠٪) إلى أقل من (٦٠٪) يعنى أثرًا مرتفعًا للمتغير المستقل.
- من (٤٠٪) إلى أقل من (٥٠٪) يعنى أثرًا فوق المتوسط للمتغير المستقل.
- من (٣٠٪) إلى أقل من (٤٠٪) يعنى أثرًا متوسطًا للمتغير المستقل.
- من (٢٠٪) إلى أقل من (٣٠٪) يعنى أثرًا أقل من المتوسط للمتغير المستقل.
- من (١٠٪) إلى أقل من (٢٠٪) يعنى أثرًا منخفضًا للمتغير المستقل.
- أقل من (١٠٪) يعنى أثرًا منخفضًا جدًا للمتغير المستقل.

ويذكر Ferguson and Takan أنه بأخذ الجذر التربيعى للقانون السابق نحصل على ما يسمى بنسبة الارتباط Correlation Ratio ويرمز له بالرمز (η) وتقرأ إيتا (eta) وهو

يستخدم لقياس قوة الترابط بين المتغيرين، بمعنى ما إذا كانت العلاقة قوية (أكبر من ٠,٦٠) أم ضعيفة (أقل من ٠,٥٠) أم متوسطة (من ٠,٥٠ إلى٠,٦٠) . ففى المثال السابق نجد أن η = جذر (٠,٥٦٣٩) = ٠,٧٥ (وهى تقريباً نفس قيمة إيبسلون) مما يدل على قوة العلاقة بين المتغيرين.

ملحوظة مهمة: من الممكن تنفيذ اختبار تحليل التباين فى اتجاه واحد (بدون المقارنات المتعددة)، مع إمكانية الحصول على قيمة معامل الارتباط إيتا (eta)، ومربعه (أوميجا تربيع)، بطريقة أخرى من خلال برنامج SPSS باختيار الأمر الفرعى Means من قائمة أوامر Compare Means، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٦)
اختيار الأمر المتوسطات Means



مثال (٧-٢) لمعرفة ما إذا كان هناك فروق جوهرية بين إنتاجية العمال فى كل من القطاع العام وقطاع الأعمال والقطاع الأهلى (الخاص)، اختيرت عينة عشوائية من عمال كل قطاع حجم كل منهما على التوالى (٥)، (٦)، (٨) عمال ورصدت إنتاجية كل منهم (بالوحدة) وكانت كالتالى:

(جدول رقم ٧-٦)
إنتاجية العامل فى القطاعات المختلفة

القطاع العام	قطاع الأعمال	القطاع الخاص
١٢٥	١٣٧	١٥١
١٣١	١٣٠	١٤١
١٢٧	١٢٢	١٥٧
١٢٠	١٣٨	١٤٣
١٣٦	١٥٥	١٤٧
	١٤٠	١٥٠
		١٤٩
		١٣٥

هل ترى أن هناك فرقًا جوهريًا بين مستوى الأداء فى القطاعات الثلاثة. استخدم مستوى معنوية (٥٪).

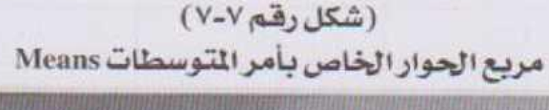
الحـــــــــــــــــل

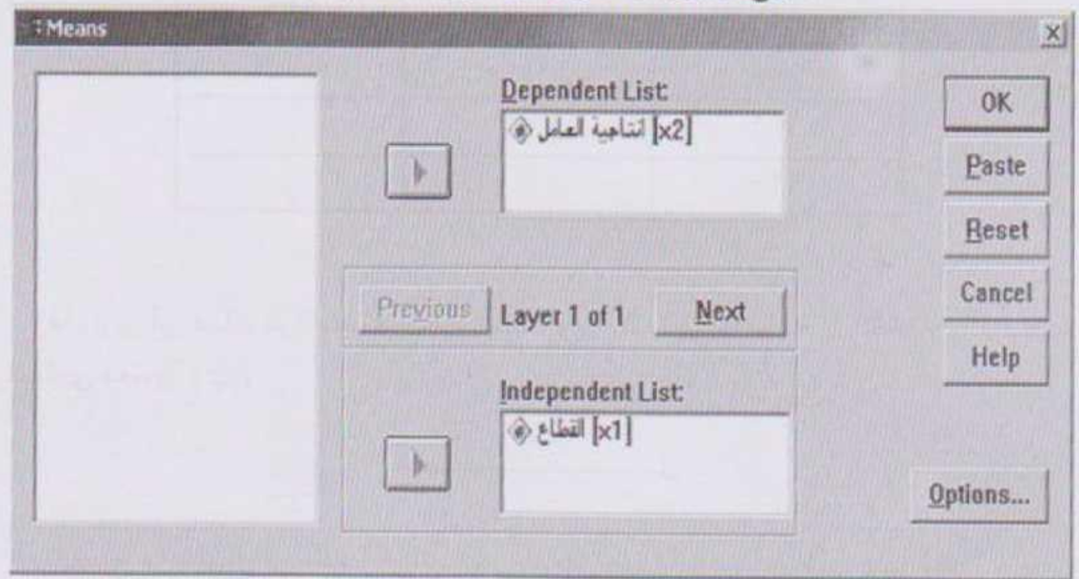
يتضح من المثال أن السؤال البحثى يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، ومستوى قياس المتغير التابع (الإنتاجية) نسبى، وبالتالى فإن الاختبار المناسب هو One-Way ANOVA، ولتوضيح كيفية تنفيذ هذا الاختبار من خلال الأمر الفرعى Means من قائمة أوامر Compare Means نتبع ما يلى:

- بما أن البيانات ليست موجودة فى ملف بيانات جاهزة، فإن أولى الخطوات هى إدخال البيانات إلى شاشة المحرر (كما سبق أن أوضحنا فى الفصل الأول) فى متغيرين الأول وهو المتغير المستقل Independent (ثلاثى التقسيم) الذى يقسم العينة الكلية إلى ثلاث مجموعات حسب القطاعات (فى هذا المثال) لذلك سوف نقوم بتسميته باسم القطاع ويأخذ الرقم ١ للتعبير عن المجموعة الأولى (القطاع العام) والرقم ٢ للتعبير عن المجموعة الثانية (قطاع الأعمال)، والرقم ٣ للتعبير عن المجموعة الثالثة (القطاع

الخاص). والمتغير الآخر وهو المتغير التابع Dependent ويوضح قيمة إنتاجية العامل وهو متغير كمى، ثم يتم حفظ البيانات فى ملف اسمه "الإنتاجية".

- نختار المتغير التابع (الإنتاجية) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Dependent List: ثم نقوم بنقل المتغير المستقل (القطاع) إلى المستطيل المعنون بـ Independent List: انظر الشكل التالى:

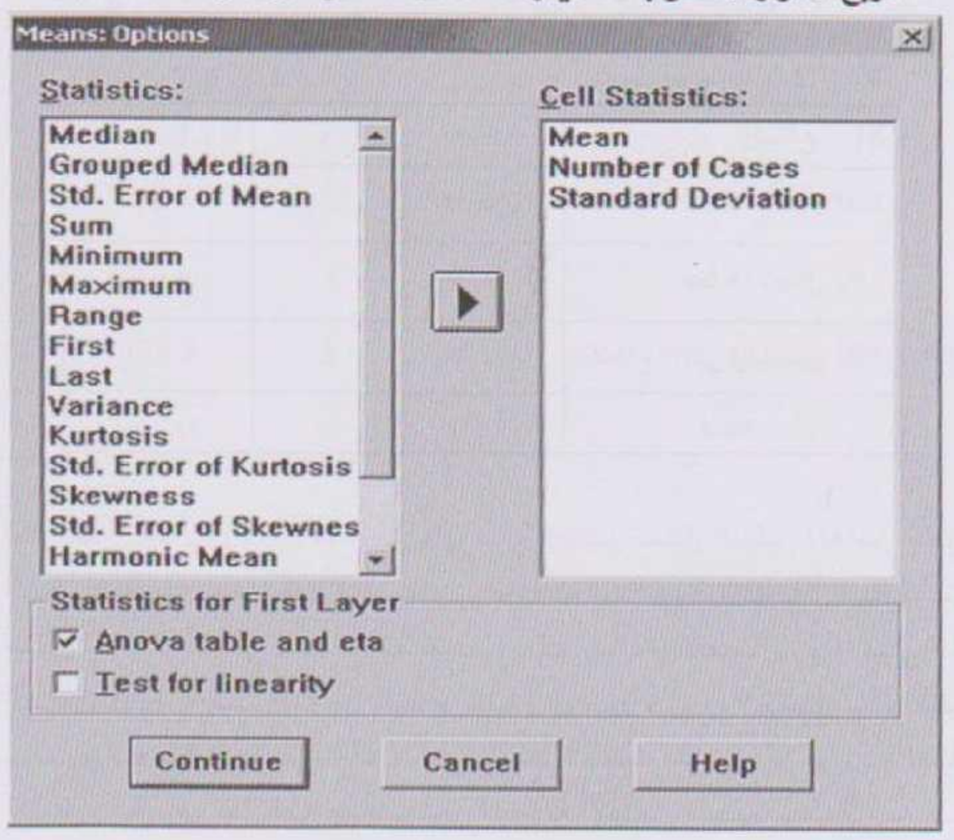

(شكل رقم ٧-٧)
مربع الحوار الخاص بأمر المتوسطات Means



- فى الصندوق الحوارى السابق، نقوم بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نراه ملائمًا من الخيارات المتاحة التالية:
- الحصول على بعض الإحصاءات الوصفية (الوسط الحسابى، الانحراف المعيارى، الوسط الهندسى، الوسط التوافقى، الالتواء، التفرطح، ...) للمتغير التابع عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (مجموعات المقارنة). ويتم ذلك باختيار ما نريد من هذه الإحصاءات من المستطيل المعنون بـ Statistics ونقله إلى المستطيل المعنون بـ Cell Statistics.
- فى مستطيل Statistics for First Layer نقوم بالنقر (التأشير) على اختيار Anova table and eta، وذلك للحصول على جدول تحليل التباين فى اتجاه واحد، مع قيمة معامل ارتباط إيتا ومربعه.

(شكل رقم ٧-٨)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options ضمن أمر المتوسطات Means



- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد، نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، ثم ننقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

Means

١ - الجدول التالى (جدول ٧-٧) يتحدد فيه الإحصاءات الوصفية التى تم اختيارها (الوسط الحسابى، الانحراف المعيارى، عدد الحالات) للمتغير التابع (الإنتاجية) عند كل فئة من فئات المتغير المستقل (القطاعات). فمثلاً: نجد أن عدد الحالات المختارة (حجم العينة) من العاملين فى القطاع العام كان (٥) حالات، وكان متوسط إنتاجية العامل فى هذا القطاع هو (١٢٧.٨) وحدة، بانحراف معيارى (٦.٠٦) وحدة، وهكذا بالنسبة لباقى القطاعات.

(جدول رقم ٧-٧)

ملخص الإحصاءات الوصفية لمتغير إنتاجية العامل فى كل قطاع من القطاعات

Report

X2 إنتاجية العامل

X1 القطاع	Mean	N	Std. Deviation
1.00 القطاع العام	126.8000	5	6.0581
2.00 قطاع الأعمال	137.0000	6	11.0272
3.00 القطاع الأهلى (الخاص)	146.6250	8	6.8020
Total	138.6316	19	11.0364

٢ - أما الجدول التالى (٧-٨) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل التباين الخاص بالفرضية الصفرية القائلة بعدم وجود فرق معنوى بين القطاعات محل المقارنة [تساوى متوسط إنتاجية العامل فى القطاع العام (م١)، وفى قطاع الأعمال (م٢)، وفى القطاع الخاص (م٣)] ضد الفرض البديل القائل بوجود فرق، ولاختبار ذلك ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى، وهو محسوب هنا لاختبار من طرفين، ويرمز له بالرمز Sig. = 0.003 وهو يقل هنا عن مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقًا من الباحث ($\alpha = 0.05$) وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى القائل بأنه لا يوجد فرق معنوى بين القطاعات محل المقارنة من حيث إنتاجية العامل، أى أننا نقبل الفرض البديل بوجود فرق معنوى فى متوسط الإنتاجية بين القطاعات محل المقارنة.

(جدول رقم ٧-٨)

نتائج اختبار تحليل التباين للمقارنة بين متوسط إنتاجية العامل فى كل قطاع من القطاعات

ANOVA Table

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups (Combined)	1113.746	2	556.873	8.260	.003
Within Groups	1078.675	16	67.417		
Total	2192.421	18			

٣ - أما جدول (٧-٩) فيحتوى على نتائج معامل ارتباط إيتا Eta = 0.713 (التى تدل على أن العلاقة بين الإنتاجية والقطاع هى علاقة قوية)، وقيمة مربع معامل ارتباط إيتا أو ما يسمى (أوميجا تربيع) Eta Squared = 0.51 (وهذا يعنى أن ٥١٪ من التباين فى الإنتاجية يعزى لكون العينات من قطاعات مختلفة، أو بمعنى آخر، المتغير المستقل يؤثر تأثيراً مرتفعاً فى المتغير التابع).

(جدول رقم ٧-٩)

قيمة معامل ارتباط إيتا ومربعها

Measures of Association

	Eta	Eta Squared
قطاع X1 * إنتاجية العامل X2	.713	.508

(٧-٢-٢) الأساليب اللامعلمية:

عرضنا فى القسم السابق بعض الطرق (الأساليب) المعلمية الأساسية التى تعتمد على أسلوب تحليل التباين للمقارنة بين المتوسطات الحسابية لعدة مجتمعات (مجموعات) مستقلة، وقد اتضح لنا أن هذه الأساليب تستند إلى بعض الشروط التى ينبغى توافرها وفى مقدمتها افتراض اعتدالية توزيع قيم المتغير التابع فى المجتمع الأصلى الذى سحبت منه العينات المستقلة، كما ينبغى أن يكون مستوى قياس المتغير التابع من المستوى الفترى على الأقل. غير أن الباحث يتعامل فى كثير من الأحيان مع متغيرات لا تعلو إلى المستوى الفترى بل تكون عادة من المستويين الرتبى والاسمى، وأحياناً أخرى يقوم الباحث بجمع بيانات من المستوى الفترى، ولكن التوزيع الأساسى للمجتمع غير معروف أو غير اعتدالى (أى لا تحقق متطلبات أسلوب تحليل التباين). فعندئذ يحتاج الباحث إلى أساليب لا معلمية مناسبة يستطيع استخدامها فى المقارنة بين عدة عينات مستقلة. وهناك أنواع عديدة من الأساليب اللامعلمية تصلح لهذا الغرض، فمنها ما يختص بالمقارنة بين المجموعات ذات البيانات الاسمية، ومنها ما يختص بالمجموعات ذات البيانات الرتبية. وأحياناً حتى البيانات الفاصلة والنسبية. وفى هذا القسم سنقتصر على عرض أهم ثلاثة اختبارات (أساليب) إحصائية لامعلمية يشيع استخدامها فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية وهى:

أولاً - اختبار تحليل تباين الرتب أحادى الاتجاه لـ "كروسكال والاس":

The Kruskal- Wallis One Way Analysis of Variance of Ranks

قدمه العالمان Kruskal and Wallis فى عام ١٩٥٢ ويستخدم فى إجراء المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة ذات بيانات رتبية على الأقل. ويعتبر هذا الاختبار البديل اللامعلمى لتحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة عدم تحقق بعض شروط تطبيقه، كما يعتبر امتداداً لاختبار مان ويتنى الذى يستخدم لاختبار الفرق بين مجموعتين مستقلتين ذات بيانات رتبية على الأقل، فهو يجرى تحليل التباين على الرتب بدلاً من القيم الأصلية. ويستخدم هذا الاختبار عندما يود الباحث تحديد ما إذا كانت عدة عينات مستقلة قد سحبت من نفس المجتمع أم لا، وليس من الضرورى أن تكون العينات متساوية الحجم. ويمكن أن يجرى الاختبار على عينات يصل عدد أفراد كل منها إلى خمسة أفراد فأكثر.

وتكون الفروض التى نريد أن نختبرها هنا على الصورة التالية:

- الفرض العدمى: لا يوجد فرق معنوى (ذو دلالة إحصائية) بين المجموعات محل الدراسة، أو بمعنى آخر تساوى الوسيط فى المجتمعات محل الدراسة (المجتمعات لها نفس الوسيط).
- الفرض البديل: يوجد فرق معنوى (ذو دلالة إحصائية) بين المجموعات محل الدراسة، أو بمعنى آخر، يختلف مجتمعان على الأقل من المجتمعات عن بعضهما البعض من حيث الوسيط (المجتمعات ليس لها نفس الوسيط).

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

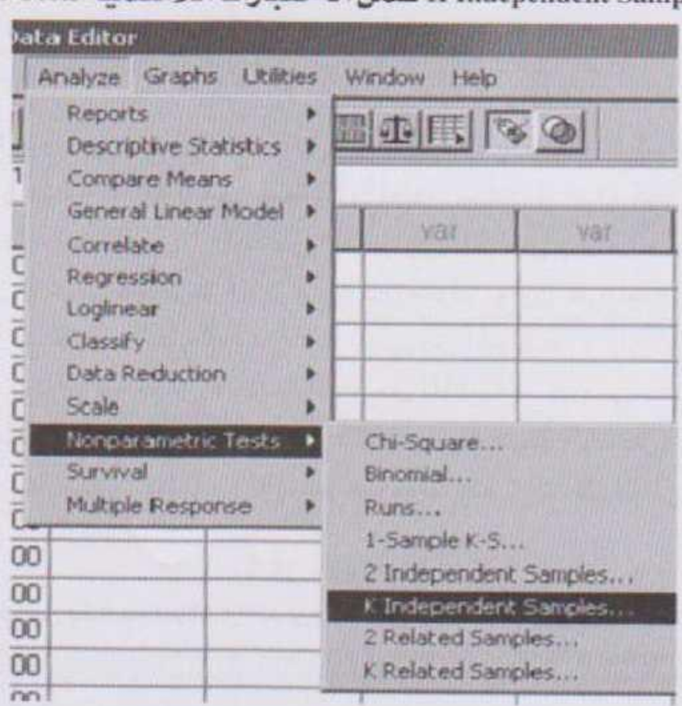
مثال (٧-٣): فى ملف بيانات "مقدمى الخدمة بالشئون الصحية"، والمرفق بقواعد البيانات الخاصة بهذا الكتاب، نفترض أن السؤال البحثى المراد الإجابة عنه هو " هل هناك اختلافات معنوية فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسة"؟ استخدم مستوى معنوية ($\alpha = 0.01$).

الحـــــــــل

- الفرض العدمي: لا يوجد اختلاف معنوى فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.
- الفرض البديل: يوجد اختلاف معنوى فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Independent Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٩)

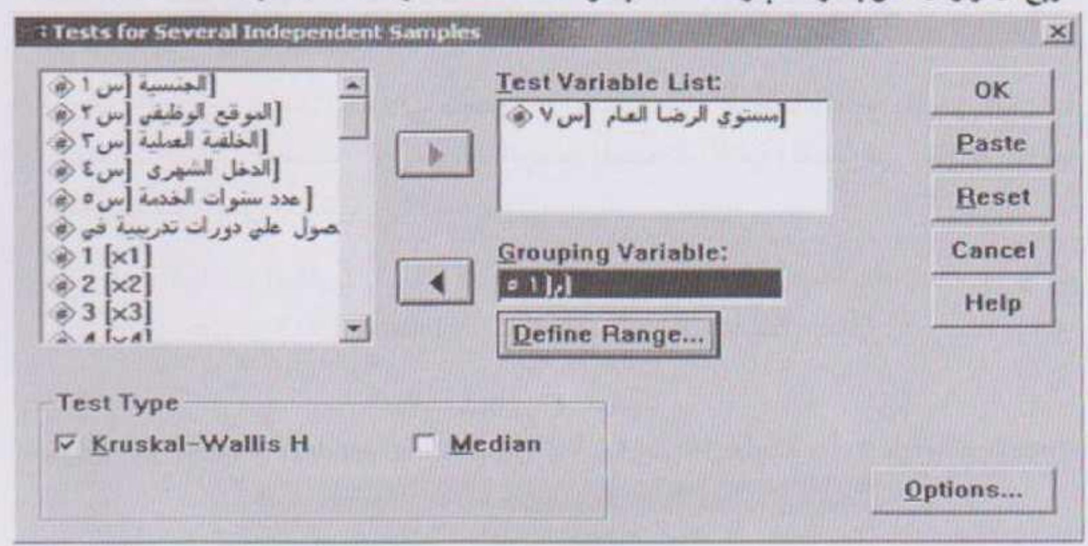
اختيار الأمر K Independent Samples ضمن الاختبارات اللامعلمية Nonparametric Tests



- فى الصندوق التالى الخاص بالأمر k Independent Samples، نختار المتغير (درجة الرضا العام عن الخدمات) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Test Variable List، ثم نقوم بنقل متغير (المدن الرئيسة) إلى المستطيل المعنون بـ Grouping Variable انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١٠)

مربع الحوار الخاص بأمر اختبارات لعدة مجموعات مستقلة Tests for Several Independent Samples



- فى الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Kruskal-Wallis H (يوجد اختبار آخر وهو اختبار الوسيط) Median فى المستطيل المعنون بـ Test Type، كما نقوم بالنقر على الأمر Define Rage فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بهذه العملية، ونقوم فيه بتحديد الأرقام ١، ٥ كأرقام ترمز إلى المدى الذى سوف نقارن على أساسه متغير التجميع أو بمعنى آخر مجموعات المقارنة، وهى هنا تعنى من المجموعة ١ إلى المجموعة ٥ (يمكن اختيار أرقام أخرى لاختيار المجموعات محل المقارنة). ومعنى ذلك أن هذه الأرقام استخدمت للتمييز بين أول مجموعة (وهى هنا مجموعة مدينة الرياض) وبين آخر مقارنة (وهى هنا مجموعة مدينة تبوك). وذلك كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١١)

مربع الحوار الخاص بتحديد المدى الذى يتضمن داخله مجموعات المقارنة Grouping

Several Independent Samples: Define Range

Range for Grouping Variable

Minimum: 1

Maximum: 5

Continue

Cancel

Help

في الصندوق الحواري السابق، وبعد تحديد مجموعات المقارنة ننقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلي، والذي نقوم فيه بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive (مثل المتوسط الحسابي، والانحراف المعياري ... إلخ)، وكذلك بعض مقاييس الموضع (المئينات)، التي تسمى Quartiles. كما يُمكننا هذا الصندوق من تحديد كيفية التعامل مع (معالجة) القيم المفقودة طبقًا لما أوضحناه سابقًا.

- في الصندوق الحواري السابق، وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلي، والذي نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

تفسير نتائج اختبار كروسكال والاس NPar Tests Kruskal-Wallis Test:

١ - الجدول الأول (جدول ٧-١٠) يحتوي على بيانات تخص الرتب من حيث:

- حجم العينة الكلية N يساوي (٧٨ مفردة) منهم ١٩ من مدينة الرياض (ن١= ١٩)، ومنهم ١٧ من مدينة جدة (ن٢= ١٧)، ومنهم ١٢ مراجعًا من مدينة أبها (ن٣= ١٢)، ومنهم ١٨ من مدينة الدمام (ن٤= ١٨)، ومنهم ١٢ من مدينة تبوك (ن٤= ١٢).
- متوسط الرتب Mean Rank يقصد به مجموع الرتب على حجم العينة، وتم حسابها لكل عينة على حدة، وهي في العينة الأولى تساوي (٣٤,٧٩)، وفي العينة الثانية تساوي (٢٥,٣٥)، وفي العينة الثالثة تساوي (٥٢,١٣)، وفي العينة الرابعة تساوي (٤٦,٨١)، وفي العينة الخامسة تساوي (٤٣,٤٢).

(جدول رقم ٧-١٠)
رتب درجات الرضا في مدن المملكة الرئيسية

Ranks

	م المدن الرئيسة	N	Mean Rank
س٧ مستوى الرضا العام	الرياض 1	19	34.79
	جدة 2	17	25.35
	أبها (عسير) 3	12	52.13
	الدمام 4	18	46.81
	تبوك 5	12	43.42
	Totsl	78	

٢ – أما الجدول الثانى (جدول ٧– ١١) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

– قيمة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) هو (١٦,٢٤١) Chi-Square.

– درجات الحرية df وهى عدد المجتمعات -١ = ٥-١= ٤ .

– القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا = ٠,٠٠٣ Asymp Sig. وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث α = 0.05) وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافًا معنويًا فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية بين المدن المختلفة.

(جدول رقم ٧-١١)

نتائج اختبار كروسكال - والاس

Test Statistics[a,b]

	س٧ مستوى الرضا العام
Chi-Square	16.241
df	4
Asymp. Sig.	.003

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: م المدن الرئيسة

ملاحظات مهمة:

هذا الإجراء فى برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة، ولا يمكننا من إيجاد مقياس لقوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. لذلك سوف نتعرض لكيفية إجراء هذه المقارنات كما يلى:

– المقارنات المتعددة فى حالة استخدام اختبار كروسكال – والاس:

لا يقتصر اهتمام الباحث، كما سبق أن ذكرنا فى تحليل التباين، على معرفة ما إذا كان هناك فرق دال بين متوسطات المتغير التابع فى المجموعات المختلفة أم لا، وإنما يود أن يتعرف على أى الفروق بين المتوسطات أكثر تأثيرًا. لذلك إذا وجد الباحث أن القيمة الناتجة من تطبيق اختبار كروسكال– والاس دالة إحصائيًا عند مستوى معنوية معين (أى

رفضنا الفرض العدمي وقبلنا الفرض البديل القائل بوجود اختلافات معنوية بين المجموعات)، فإنه يود أن يعرف أى هذه المجموعات تختلف عن غيرها. لذلك ربما يلجأ إلى إجراء المقارنات الثنائية الممكنة بين وسيطى كل عينتين باستخدام اختبار مان – ويتنى، ولكن نعود مرة أخرى إلى مشكلة الوقوع فى الخطأ من النوع الأول عند إجراء المقارنات الثنائية والتى أوضحناها فى القسم السابق.

وهناك طرق عديدة لمعالجة هذه المشكلة، إلا أننا سنختار أهمها وأدقها وهى الطريقة التى تنسب إلى العالم دان Dunn والتى تقوم بإجراء المقارنات الثنائية مع الحفاظ على احتمال خطأ النوع الأول للدراسة ككل عند قيمة معينة تكون أعلى قليلاً من مستوى الدلالة (α) الذى استخدمه الباحث فى اختبار كروسكال– والاس. وتتلخص هذه الطريقة فيما يلى:

١ – يختار الباحث مستوى دلالة معينًا مقبولاً يعبر عن احتمال الخطأ من النوع الأول للدراسة ككل، وهو يسمى فى بعض الأحيان مستوى المعنوية العام α (أى عندما يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة فى آن واحد) ويفضل هنا أن تتراوح قيمة α ما بين (٠,١٥)، (٠,٢٥) (عاشور ١٩٩٥م، ص: ١٠٣).

٢ – باستخدام جدول التوزيع الطبيعى المعيارى فى إيجاد القيمة الحرجة (ى) التى تحجز مساحة على يسارها تساوى ($1 - \alpha_1$) حيث: α_1 = { α / ك (ك – ١) }، والجدول التالى يعطى بعض القيم الحرجة (ى) الشائعة الاستخدام فى ضوء مستوى المعنوية العام α، وعدد المجموعات (المجتمعات) محل المقارنة.

(جدول رقم ٧-١٢)

بعض القيم الحرجة المعيارية للمقارنات المتعددة بين الرتب

ك	مستوى المعنوية العام أو مستوى الدلالة للدراسة ككل					
	٠,٣٠	٠,٢٥	٠,٢٠	٠,١٥	٠,١٠	٠,٠٥
٢	١,٠٣٦	١,١٥٠	١,٢٨٢	١,٤٤٠	١,٦٤٥	١,٩٦
٣	١,٦٤٥	١,٧٣٢	١,٨٣٤	١,٩٦٠	٢,١٢٨	٢,٣٩٤
٤	١,٩٦٠	٢,٠٣٧	٢,١٢٨	٢,٢٤١	٢,٣٩٤	٢,٦٣٨
٥	٢,١٧٠	٢,٢٢٤١	٢,٣٢٦	٢,٤٣٢	٢,٥٧٦	٢,٨٠٧

المصدر: (علام، ١٩٩٣م : ٤٣٢).

٣ - ويكون الفرق بين أى مجموعتين دالاً إحصائيًا إذا كان:

$$L.S.D \leq |ر_{أ} - ر_{ب}| \qquad (٧-٥)$$

حيث: $|ر_{أ} - ر_{ب}|$ تمثل الفرق المطلق بين متوسطى رتب المجموعتين، $ر_{أ}$ يمثل متوسط رتب العينة المسحوبة من المجموعة (أ)، $ر_{ب}$ يمثل متوسط رتب العينة المسحوبة من المجموعة (ب)، L.S.D يمثل أقل فرق دال ويحسب هنا بالشكل كما يلى:

$$L.S.D = ى \times جذر \left\{ \frac{ن\,(ن + ١)}{١٢} \left(\frac{١}{ن_{أ}} + \frac{١}{ن_{ب}} \right) \right\} \qquad (٧-٦)$$

حيث: ن هى مجموع أحجام العينات = $ن_{١} + ن_{٢} + \dots + ن_{ك}$، وبالتالى إذا كانت أحجام العينات متساوية فإن (ن) الكلية = $ن_{.} \times ك$، حيث ($ن_{١} = ن_{٢} = \dots = ن_{ك} = ن_{.}$)، ك عدد المجموعات. وإذا كانت العينات متساوية الحجم فإن L.S.D يصبح على الصورة التالية:

$$L.S.D = ى \times جذر \left\{ \frac{ك\,(ن + ١)}{٦} \right\} \qquad (٧-٧)$$

حيث: ن هى حجم العينة الكلية = $ن_{.} \times ك$، ك عدد المجموعات.

ففى المثال السابق رفضنا الفرض العدمى وقبلنا الفرض البديل بوجود اختلافات معنوية بين المجموعات، وعليه يجب أن نتعرف على أى من هذه المجموعات تختلف عن غيرها، لذلك نلجأ إلى طريقة Dunn التى تقوم بإجراء المقارنات الثنائية مع الحفاظ على احتمال خطأ النوع الأول للدراسة ككل عند قيمة معينة تكون أعلى قليلاً من مستوى الدلالة (α) الذى استخدمه الباحث فى الاختبار وذلك كما يلى:

نختار مستوى دلالة معينًا مقبولاً يعبر عن احتمال الخطأ من النوع الأول للدراسة ككل، وهو يسمى فى بعض الأحيان مستوى المعنوية العام وليكن α = (٠,١٥)، وبالتالى فإن

القيمة الحرجة (ى) المناظرة لهذا المستوى من الجدول السابق وعند ك = ٣ هى (١,٩٦) ومتوسطات رتب المجموعات الثلاث هى (من مخرجات SPSS):

$ر_{1}$ = ٣٤,٧٩، $ر_{2}$ = ٢٥,٣٥، $ر_{3}$ = ٥٢,١٣، $ر_{4}$ = ٤٦,٨١، $ر_{5}$ = ٤٣,٤٢ ..

المقارنة بين المجموعتين الأولى والثانية:

لابد من إيجاد أقل فرق دال فى هذه الحالة، وذلك كما يلى:

$$L.S.D = \text{ى} \times \text{جذر} \left\{ \frac{\text{ن (ن + ١)}}{١٢} \left(\frac{١}{\text{ن}_{1}} + \frac{١}{\text{ن}_{2}} \right) \right\}$$

$$L.S.D = ١,٩٦ \times \text{جذر} \left\{ \frac{٧٨ \times (٧٩)}{١٢} \left(\frac{١}{١٩} + \frac{١}{١٧} \right) \right\}$$

وبالتالى فإن قيمة L.S.D فى هذه الحالة = ١٤,٨٣، وحيث إن | $ر_{1}$ − $ر_{2}$ | = | ٣٤,٧٩ − ٢٥,٣٥ | = ٩,٤٤ أقل من L.S.D = ١٤,٨٣، فإننا نستطيع القول إنه لا يوجد فرق جوهرى (دال إحصائيًا) بين المدينة الأولى (الرياض) والثانية (جدة).

المقارنة بين المجموعتين الأولى والثالثة:

لابد من إيجاد أقل فرق دال فى هذه الحالة، وذلك كما يلى:

$$L.S.D = \text{ى} \times \text{جذر} \left\{ \frac{\text{ن (ن + ١)}}{١٢} \left(\frac{١}{\text{ن}_{1}} + \frac{١}{\text{ن}_{3}} \right) \right\}$$

$$L.S.D = ١,٩٦ \times \text{جذر} \left\{ \frac{٧٨ \times (٧٩)}{١٢} \left(\frac{١}{١٩} + \frac{١}{١٧} \right) \right\}$$

وبالتالى فإن قيمة L.S.D فى هذه الحالة = ١٦,٣٨ وحيث إن | ر٣ − ر١ | = | ٥٢,١٣ − ٣٤,٧٩ | = ١٧,٣٤ أكبر من L.S.D = ١٦,٣٨، فإننا نستطيع القول بأنه

يوجد فرق جوهرى (دال إحصائيًا) بين المدينة الأولى (الرياض) والثالثة (أبها) (لصالح أبها نظرًا لأن $\text{ر}_{٣} > \text{ر}_{١}$) أى أن درجة رضا مقدمى الخدمة فى منطقة أبها أكبر بشكل معنوى من درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة الرياض.

المقارنة بين المجموعتين الثانية والثالثة:

لابد من إيجاد أقل فرق دال فى هذه الحالة، وذلك كما يلى:

$$L.S.D = \text{ى} \times \text{جذر} \left\{ \frac{\text{ن}(\text{ن} + ١)}{١٢} \left(\frac{١}{\text{ن}_{٢}} + \frac{١}{\text{ن}_{٣}} \right) \right\}$$

$$L.S.D = ١,٩٦ \times \text{جذر} \left\{ \frac{٧٨ \times (٧٩)}{١٢} \left(\frac{١}{١٧} + \frac{١}{١٢} \right) \right\}$$

وبالتالى فإن قيمة L.S.D فى هذه الحالة = ١٦,٧٥، وحيث إن $| \text{ر}_{٢} - \text{ر}_{٣} |$ = | ٢٥,٣٥ − ٥٢,١٣ | = ٢٦,٧٨ أكبر من L.S.D = ١٦,٧٥، فإننا نستطيع القول بأنه يوجد فرق جوهرى (دال إحصائيًا) بين المدينة الثانية (جدة) والثالثة (أبها) (لصالح أبها نظرًا لأن $\text{ر}_{٣} > \text{ر}_{٢}$) أى أن درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة أبها أكبر بشكل معنوى من درجة رضا مقدمى الخدمة فى مدينة جدة.

وهكذا بالنسبة لجميع المقارنات الممكنة وعددها هنا = ١٠ مقارنات، علمًا بأن مستوى المعنوية أو الدلالة المستخدم ككل لهذه المقارنات هو (٠,١٥).

– مقياس قوة العلاقة فى حالة استخدام اختبار كروسكال – والاس:

لإيجاد قوة العلاقة بين المتغير المستقل (الانتماء إلى واحدة من المجموعات التى عددها ك) والمتغير التابع (الرتب) يمكن استخدام مقياس (ϵ) الذى قدمناه فى تحليل التباين أحادى الاتجاه، غير أننا نستخدم هنا الرتب بدلاً من القيم. وكما كانت (ϵ) دالة فى قيمة المختبر الإحصائى (ف) وعدد درجات الحرية، فإن (ϵ) هنا تكون دالة فى قيمة المختبر الإحصائى ($\text{كا}^{٢}$ المحسوبة)، وعدد المجموعات (ك) وحجم العينة الكلية (ن)، وتسمى هنا ثيتا (θ)، وذلك كما يلى:

$$\theta = \text{جذر} \left\{ \frac{(\text{كا}^2 \text{ المحسوبة} + \text{ك} + 1)}{(\text{ن} - \text{ك})} \right\} \qquad (٧-٨)$$

وفى المثال السابق نجد أنه (بالاستعانة بمخرجات برنامج SPSS):

$$\theta = \text{جذر} \frac{(١٦,٢٤١ + ٥ + ١)}{(٧٨ - ٥)}$$

وبالتالى فإن θ = ٠,٥٥ وتشير هذه القيمة إلى علاقة قوية إلى حد ما بين درجة الرضا (المتغير التابع)، والمدن الرئيسة (المتغير المستقل)، بمعنى أن المدن الجغرافية تؤثر تأثيراً قوياً فى درجة رضا مقدمى عن خدمات الرعاية الصحية الأولية فى المملكة، ولا داعى لاختبار الدلالة الإحصائية لها؛ نظراً لأنها لا تختلف عن الدلالة الإحصائية لقيمة كا^2 المحسوبة التى حصلنا عليها باستخدام اختبار كروسكال – والاس.

ثانياً - اختبار الوسيط للمقارنة بين عدة مجتمعات مستقلة The Median Test:

يستخدم هذا الاختبار أيضاً للمقارنة بين وسطاء عدة عينات مستقلة، وهو لذلك يتطلب أن تكون بيانات المتغير التابع رتبية على الأقل، وهذا يعنى أنه لا يمكن استخدامه إذا كانت بيانات المتغير التابع اسمية، وتعد الفروض التى نريد أن نختبرها هنا هى نفسها فى اختبار كروسكال والاس، أى أن:

- الفرض العدمى: المجتمعات (المجموعات) لها نفس الوسيط، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجتمعات التى سحبت منها العينات.
- الفرض البديل: المجتمعات (المجموعات) ليس لها نفس الوسيط، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجتمعات التى سحبت منها العينات.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧-٤) فى المثال السابق، استخدم اختبار الوسيط فى دراسة ما إذا كان هناك اختلاف معنوى فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن

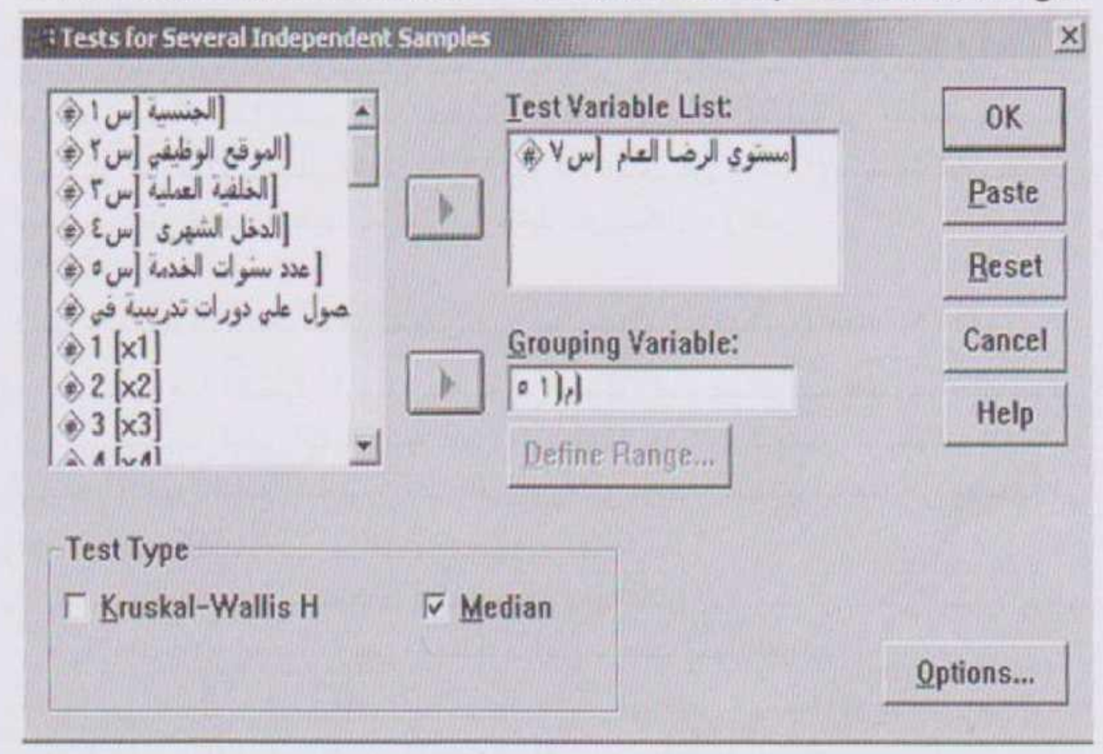
خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسة؟ استخدم مستوى معنوية α = 0.01.

الحــــــــــــل

نفس الإجراء المتبع فى اختبار كروسكال والاس، ولكن نقوم بالتأشير على اختبار Median فى المستطيل المعنون بـ Test Type، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١٢)

مربع الحوار الخاص بأمر اختبارات لعدة مجموعات مستقلة Tests for Several Independent Samples



تفسير نتائج اختبار الوسيط Median Test:

١ - الجدول الأول (جدول ٧-١٣) يحتوى على الجدول التكرارى المزدوج الذى يتضمن عدد المفردات التى تزيد قيمها على قيمة الوسيط العام لجميع المفردات، وعدد المفردات التى تساوى أو تقل قيمها عن قيمة الوسيط العام، وذلك لكل فئة من فئات المتغير المستقل.

(جدول رقم ٧-١٣)

جدول تكرارى مزدوج يبين عدد المفردات ذات القيمة أكبر من الوسيط وذات القيمة أقل من أو تساوى الوسيط لكل عينة من العينات الخمس (المدن)

Frequencies

	م المدن الرئيسة				
	الرياض 1	جدة 2	أبها (عسير) 3	الدمام 4	تبوك 5
س٧ مستوى الرضا العام > Median	0	0	3	0	0
< = Median	19	17	9	18	12

٢ - أما الجدول الثانى (٧-١٤) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) هو (١٧,١٦٠) Chi-Square.
- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ٥-١= ٤ .
- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا = Asymp Sig. = 0.002 وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث $\alpha = 0.01$)، وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافًا معنويًا فى مستويات الرضا العام لمقدمى الخدمة بمديريات الشئون الصحية عن خدمات الرعاية الصحية الأولية المقدمة فى المملكة العربية السعودية باختلاف المدن الرئيسة.

(جدول رقم ٧-١٤)

نتائج اختبار الوسيط للمقارنة بين درجة الرضا فى المدن الخمس

Test Statistics[b]

	س٧ مستوى الرضا العام
N	78
Median	4.0000
Chi-Square	17.160[a]
df	4
Asymp. Sig.	.002

a. 5 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is. 5.

b. Grouping Variable: م المدن الرئيسة

ثالثاً - اختبار مربع كاى للمقارنة بين أكثر من نسبتين The Chi-Square Test:

يستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين نسبة حدوث ظاهرة معينة فى عدة مجتمعات مستقلة، وهو لذلك يتطلب أن تكون بيانات المتغير التابع اسمية لها وجهان أو أكثر ولكن الذى يهمنا هو حالات النجاح والباقى يمثل حالات الفشل. ويتطلب استخدام هذا الاختبار استقلالية العينات وفيما يلى خطوات إجراء هذا الاختبار:

(جدول رقم ٧-١٥)

الشكل العام للبيانات فى حالة المقارنة بين نسبة ما فى أكثر من مجموعتين

المجموعات	الأولى	الثانية.........	الأخيرة	المجموع
عدد حالات النجاح	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	مجموع الصف الأول
عدد حالات الفشل	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	مجموع الصف الثانى
المجموع	مجموع العمود الأول	مجموع العمود الثانى	مجموع العمود الأخير	المجموع الكلى

وتكون الفروض التى نريد أن نختبرها على الصورة التالية:

- الفرض العدمى: نسبة حدوث الظاهرة (النجاح) متساوية فى المجتمعات (المجموعات) المختلفة، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نسب حدوث الظاهرة فى المجتمعات التى سحبت منها العينات.

- الفرض البديل: نسبة حدوث الظاهرة (النجاح) غير متساوية فى المجتمعات (المجموعات) المختلفة، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نسب حدوث الظاهرة فى المجتمعات التى سحبت منها العينات.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧- ٥) فى ملف بيانات "ظاهرة التسرب الوظيفى" اختبار الفرض القائل بعدم وجود اختلاف معنوى فى نسبة التسرب الوظيفى بين الفئات المختلفة من العاملين فى هذه المنظمات، وذلك بمستوى معنوية (٠,٠٥).

الحـــــــــل

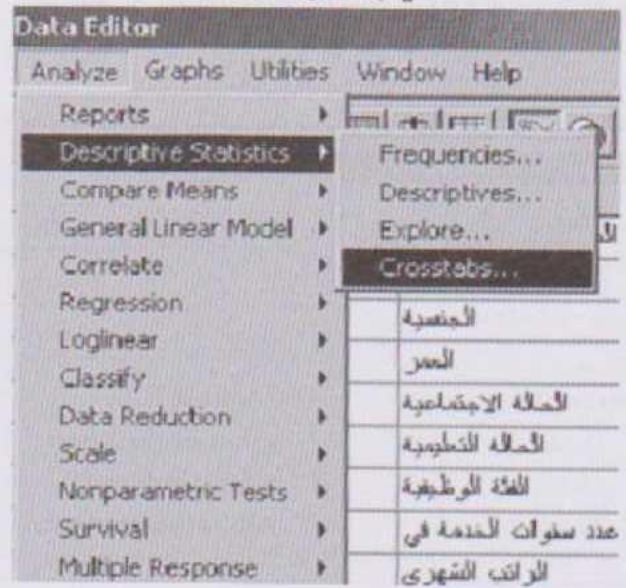
الفروض التي نريد أن نختبرها هنا هي:

- الفرض العدمي: تساوى نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات المختلفة من العاملين في هذه المنظمات، أو بمعنى آخر لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات الوظيفية المختلفة من حيث نسبة التسرب.
- الفرض البديل: عدم تساوى نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات المختلفة من العاملين في هذه المنظمات، أو بمعنى آخر يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات الوظيفية المختلفة من حيث نسبة التسرب.

وحيث إن مستوى قياس المتغير التابع (التسرب الوظيفي نعم - لا) هو مستوى اسمي، ومستوى قياس المتغير المستقل (الفئات الوظيفية) اسمي أيضاً، ونريد مقارنة نسبة التسرب الوظيفي بين الفئات الوظيفية المختلفة (مجتمعات مستقلة)، فإن الاختبار المناسب هنا هو "اختبار مربع كاي للمقارنة بين أكثر من نسبتين". ولإجراء هذا الاختبار عن طريق الحاسب (برنامج SPSS) نتبع الخطوات التالية:

- نفتح ملف بيانات (ظاهرة التسرب الوظيفي) الموجود في قواعد البيانات المرفقة بهذا الكتاب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Descriptive Statistics ثم نختار الأمر Crosstabs، كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٣)
اختيار الأمر Crosstabs



– فى الصندوق التالى، الخاص بالأمر Grosstabs، نختار المتغير التابع (هل تنوى ترك العمل) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى مستطيل الصفوف Row مثلاً، ثم نختار المتغير المستقل (الفئة الوظيفية) وننقله إلى مستطيل الأعمدة Column، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١٤)

مربع الحوار الخاص بأمر Grosstabs

– فى الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Cells لتحديد شكل التكرارات المرغوب الحصول عليها هل نريدها أعداداً أم نسباً (وهل النسب منسوبة إلى الأعمدة أم إلى الصفوف أم إلى المجموع)، وهنا نختار الحصول على أعداد ونسب منسوبة للأعمدة (المنظمة).

(شكل رقم ٧-١٥)

مربع الحوار الخاص بتحديد شكل الخلايا فى الجدول المزدوج

- فى الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Statistics لتحديد نوع الاختبار المطلوب، وهو من ضمن اختبار كا٢ Chi-Square، لذلك ننقر على اختيار Chi-Square كما هو موضح:

(شكل رقم ٧-١٦)
مربع الحوار الخاص بتحديد الاحصاءات المطلوبة من الجدول المزدوج

Crosstabs: Statistics

☑ Chi-square
☐ Correlations
Continue
Cancel
Help

Nominal
☐ Contingency coefficient
☐ Phi and Cramér's V
☐ Lambda
☐ Uncertainty coefficient

Ordinal
☐ Gamma
☐ Somers' d
☐ Kendall's tau-b
☐ Kendall's tau-c

Nominal by Interval
☐ Eta

☐ Kappa
☐ Risk
☐ McNemar

☐ Cochran's and Mantel-Haenszel statistics
Test common odds ratio equals: 1

- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

١ - الجدول الأول (جدول ٧-١٦) يحتوى على جدول مزدوج (٢× ٥) أى يشتمل على صفين وخمسة أعمدة (المجموعات محل المقارنة)، ويوضح موقف الأفراد من التسرب الوظيفى عند الفئات الوظيفية المختلفة محل الدراسة. فمثلاً نجد أن أعلى نسبة للتسرب الوظيفى فى العينة كانت لفئة "التمريض" بنسبة (٧٠,٢٪)، يليها فئة "الأطباء" وفئة "الصيادلة" بنسبة (٥٠٪) تقريباً، ثم تأتى فئة "الإداريين" بنسبة (٣٦,٦٪)، وأخيراً فئة "الفنيين" بنسبة (٣٢,٩٪).

(جدول رقم ٧-١٦)

الجدول المزدوج بين المتغيرين (الفئة الوظيفية، النية لترك العمل)

X10 الفئة الوظيفية X7* هل تنوى ترك العمل Crosstabulation

			الفئة الوظيفية X7					
			إدارى 1.00	فنى 2.00	طبيب 3.00	معرض 4.00	صيدلى 5.00	Total
هل تنوى ترك العمل X10	نعم 1.00	Count	34	25	50	134	7	250
		% within X7 الفئة الوظيفية	36.6 %	32.9%	50.5%	70.2%	50.0%	52.9%
	لا 2.00	Count	59	51	49	57	7	223
		% within X7 الفئة الوظيفية	63.4 %	67.1%	49.5%	29.8%	50.0%	47.1%
Total		Count	93	76	99	191	14	473
		% within X7 الفئة الوظيفية	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

٢ - أما الجدول الثانى (جدول ٧-١٧) فيحتوى على نتائج عدة اختبارات خاصة باختبارات كا٢، ولكن الذى يهم هنا فى هذا المثال هو اختبار (بيرسون) كا٢ Pearson Chi-Square (انظر الصف الأول). وقد تبين أن القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى محسوبة هنا لاختبار ذى ذيلين Exact (2-tailed) = 0.000، أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث) α = ٠.٠٥ وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافًا معنويًا فى نسبة التسرب الوظيفى بين الفئات الوظيفية المختلفة.

(جدول رقم ٧-١٧)

نتائج بعض الاختبارات الخاصة باختبارات كا٢

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	45.273[a]	4	.000
Likelihood Ratio	46.291	4	.000
Linear-by-Linear Association	35.008	1	.000
N of Valid Caees	473		

a. o cells (.0%) have expected count less than 5.
The minimum expected count is 6.60.

(٧-٣) أساليب الفروق (المقارنة) بين أكثر من مجموعتين مرتبطتين:

من التصميمات الشائعة فى البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية ذلك المسمى بتصميم المعالجات المتعددة، حيث تخضع عينة واحدة لعدة تجارب أو مواقف فى فترات زمنية متلاحقة أو فى نفس الفترة أحيانًا، ثم يتم قياس تلك العينة فى كل تجربة أو موقف من هذه المواقف، وتتم المقارنة بين القيم التى يتم الحصول عليها لمعرفة مدى الفروق بين هذه المواقف المختلفة. ومن الممكن أن تكون العينات المترابطة عينات منفصلة ولكنها مترابطة بسبب التكافؤ الموجود فيما بينها فى عدد المتغيرات، كأن تكون عينات لإخوة وأخوات، حيث يتم اختيار كل عينة فى ضوء اختيار العينات الأخرى. ومن أمثلة هذا النوع من التصميمات ما يلى:

- استطلاع رأى عينة من الطلبة بشأن تفضيلهم لأربعة أو خمسة تخصصات دراسية، ثم المقارنة بين استجابات العينة بشأن كل من هذه الاستجابات.
- اختبار عينة لعدة مرات متتالية فى الضرب على الآلة الكاتبة مثلاً، ثم المقارنة بين إنجاز العينة فى هذه المرات المتعددة.

وينبغى أن يحتاط الباحث لمشكلات التصميمات التجريبية التى تتضمن عينات مرتبطة (سبق مناقشتها فى الفصل السابق) والمتعلقة بعوامل التحيز الناجمة عن انتقال الأثر، وأن يعمل على التقليل من هذه العوامل بقدر الإمكان إما عن طريق تقديم المعالجات بترتيب عشوائى، أو باستخدام أسلوب المزاوجة بين المجموعات بالنسبة للمتغير أو المتغيرات التى يرى ضرورة ضبطها.

(٧-٣-١) الأساليب المعلمية:

تحليل التباين أحادى الاتجاه للقياسات المتكررة (مجموعات مترابطة):

One- Factor Experiment With Repeated Measurements

فى القسم السابق (٧-٢-١) عرضنا طريقة مقارنة أكثر من مجموعتين فى متغير واحد، عندما تكون العينات المسحوبة من هذه المجموعات مستقلة، مثلما كنا نريد مقارنة طريقة تدريب طبقت على مجموعة من الموظفين بطريقة تدريب أخرى طبقت على مجموعة أخرى من الموظفين بطريقة تدريب ثالثة طبقت على مجموعة ثالثة من الموظفين،... وهكذا، وذلك باستخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه.

والآن نفترض أنه لدينا أكثر من مجموعتين (متكافئتين أو تم اختيارهما متناظرتين) أو لدينا مجموعة واحدة تم قياس نفس الظاهرة عليها ثلاث مرات أو أكثر، وأردنا مقارنة أداء المفحوصين فى المرات الثلاث. فى هذه الحالة فإننا نستخدم تحليل التباين كتصميم عاملى يسميه البعض تصميم المعالجات (القياسات المتكررة) فى المفحوصين أو داخل الأفراد. حيث كل مفحوص قيست لديه نفس الظاهرة ثلاث مرات أو أكثر. أو يسمى تصميم المعالجات المترابطة (غير المستقلة). إن المنطق القائم وراء استخدام تحليل التباين الأحادى للقياسات المتكررة هو نفسه للقياسات المستقلة، حيث إن هذا النوع من التحليل يقيم تأثير العامل (المتغير) المستقل مع إزالة الفروق الفردية بين الأفراد. إذ إن التباين الكلى بين الدرجات (أو قيم المتغير التابع) (SS Total) يتم تقسيمه إلى جزأين: الجزء الأول يتعلق بمجموع المربعات بين الأفراد (SS Subject) ، والجزء الثانى يتعلق بمجموع المربعات داخل الأفراد (SS Within).

١ – إن مجموع المربعات **بين الأفراد** يقيس الفروق الفردية بين الأفراد المشتركين فى التجربة وهو الذى يميز بين الشخص الذى حصل على درجة عالية والشخص الذى حصل على درجة متدنية.

٢ – أما مجموع المربعات **داخل الأفراد** فإنه يقيس التباين داخل الأفراد الذى ينقسم إلى قسمين:

أ – مجموع المربعات بين مستويات المعالجة.

ب – مجموع مربعات التفاعل بين مستويات المعالجة والأفراد، وهو يعالج فى التحليل كمصدر للخطأ. (المنيزل، ٢٠٠٠م: ٣٥٩):

والخلاصة أن مصادر التباين فى هذه الحالة تنقسم إلى:

١ – مصدر التباين الخاص بالاختلاف بين المعالجات (أ).

٢ – مصدر التباين الخاص بالاختلافات بين الأفراد أو المفحوصين (ب) .

٣ – تفاعل المصدرين (أ) و (ب).

ومثال ذلك تطبيق اختبار لقياس التحصيل فى الاجتماعيات على مجموعة من المتدربين فى البرامج الإعدادية بمعهد الإدارة تم تعريضهم لثلاثة طرق فى التدريب (طريقة المحاضرة، طريقة النقاش، طريقة التعليم المبرمج). فى مثل هذه الحالة نكون أمام قياسات

متكررة، وللمقارنة بين متوسطات التحصيل فى الاجتماعيات بين طرق التدريب المختلفة نستخدم تحليل التباين لعامل واحد فى القياسات المتكررة، ويعتبر تحليل تباين لتصميم تجريبى فى بعدين أو تصميمًا عامليًا ثنائى الاتجاه مع وجود تأثير رئيس. والتصميم هنا هو معالجة لمتغير مستقل واحد (طرق التدريب) بهدف معرفة أثره فى المتغير التابع (درجة اختبار التحصيل الاجتماعى).

ولذلك فإنه كى نكشف عن دلالة الفروق بين متوسطات المعالجات (المجموعات) المختلفة فإننا نتعامل مع تباين التفاعل (متوسط مربعات التفاعل) عوضًا عن تباين الخطأ (متوسط المربعات داخل المجموعات) فى تحليل التباين للمجموعات المستقلة. نظرًا لأن تباين التفاعل يعبر عن الاختلافات فى درجات (قيم) أفراد العينة التى لا ترجع إلى تأثير المعالجات وحدها (أ) أو الفروق بين المفحوصين وحدها (ب).

ولذلك فقيمة (ف) التى كنا نحصل عليها فى تحليل التباين للمجموعات المستقلة من قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات تصبح فى تحليل التباين للمجموعات المترابطة (غير المستقلة) من قسمة التباين بين المجموعات (المعالجات أو التطبيقات) على تباين التفاعل. ومع توافر الشروط التالية أيضًا:

١ - وجود درجة (قيمة) لكل مفحوص فى المعالجات (القياسات) المختلفة.

٢ - أن يكون توزيع القيم (الدرجات) للظاهرة فى المجتمع الأصل فى كل معالجة من المعالجات هو توزيع طبيعى.

٣ - تجانس تباين قيم (درجات) المعالجات المختلفة.

تصميم نموذج تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة):

نفترض أنه لدينا عينة عشوائية حجمها (ن) من المفحوصين (عادة تمثل فى الصفوف)، وطبق عليهم نفس الاختبار ثلاث مرات، أو طبقت عليهم ثلاثة اختبارات متكافئة وجاءت الدرجات كما يلى:

(جدول رقم ٧-١٨)
شكل البيانات فى حالة عدة مجموعات مرتبطة
المجتمعات (المعالجات)

الأفراد	١	٢	٣	المجموع
١	ص ١١	ص ١٢	ص ١٣	ص ١.
٢	ص ٢١	ص ٢٢	ص ٢٣	ص ٢.
٣	ص ٣١	ص ٣٢	ص ٣٣	ص ٣.
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
ن	ص ١ن	ص ٢ن	ص ٣ن	ص .ن
المجموع	ص ١.	ص ٢.	ص ٣.	ص ..

وتعتمد فكرة تحليل التباين على النظر إلى العينة المسحوبة (ن) كعينة واحدة، ويتم حساب التباين الكلى بين مفرداتها (فى الحقيقة مجموع المربعات الكلى) TSS Total Sum of Square ثم يجزأ هذا التباين إلى ثلاثة أجزاء (مراد، ٢٠٠٠م: ٣٤١):

- جزء يرجع إلى الاختلاف بين المعالجات (الأعمدة) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين المعالجات أو المجتمعات أو التطبيقات (الأعمدة).

(Sum of Square Between Treatment ⟶ SST)

- جزء يرجع إلى الاختلاف بين الأفراد أو المفحوصين (الصفوف) عن بعضها البعض، ويسمى مجموع المربعات بين الأفراد (الصفوف).

(Sum of Square Between Subject ⟶ SS Subject)

- جزء يرجع إلى الاختلاف الناتج للتفاعل بين الأفراد أو المفحوصين فى كل معالجة من المعالجات، ويسمى أيضاً مجموع المربعات للخطأ.

(Sum of Square for Error ⟶ SSE)

أى أن:

مجموع المربعات الكلى = مجموع المربعات بين المعالجات + مجموع المربعات بين الأفراد (المفحوصين) + مجموع المربعات للخطأ. (٧-٩)

ويتم صياغة الفروض المراد اختبارها بنفس الطريقة التى صيغت فيها هذه الفرضيات فى حالة العينات المستقلة، وذلك كما يلى:

- الفرض العدمى: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الخاصة بالمعالجات (التطبيقات) المختلفة ($م_١ = م_٢ = م_٣ =...$)
- ضد الفرض البديل: واحد على الأقل من المتوسطات يختلف عن الباقى (يوجد اختلافات معنوية بين المعالجات).

وبالمثل لإجراء اختبار تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة القياسات المتكررة، يلزم إجراء بعض الحسابات، والتى توضع نتائجها فى جدول يسمى "جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه One-Way ANOVA Table". وهذا الجدول هو ما يوضحه الباحث فى دراسته أو بحثه الذى يعمل على نشره فى الدوريات.

(جدول رقم ٧-١٩)

الشكل العام لجدول تحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات (تقدير التباين)	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائى)
بين المعالجات	م م ع	(ك - ١)	$ع_١^٢$ = (م م ع / ك - ١)	$ع_١^٢ / ع_٢^٢$
بين الأفراد (المفحوصين) Subject	م م ف	(ن - ١)	$ع_٢^٢$ = (م م ف / ن - ١)	
داخل الأفراد (الخطأ أو البواقى) Residual	م م خ	(ن - ١) × (ك - ١)	$ع_٣^٢$ = (م م خ / (ن - ١) × (ك - ١))	
الكلى	م م ك	(ن × ك - ١)		

ثم نأتى بقيمة ف (الجدولية) من جداول ف (انظر ملاحق الجداول) عند درجات الحرية الخاصة بـ (بين المعالجات، الخطأ) واحتمال ($1 - \alpha$). فإذا كانت قيمة النسبة ف (المحسوبة) أكبر من قيمة ف (الجدولية) نرفض الفرض العدمى، وبالتالى يتم قبول الفرض البديل، أما إذا كانت قيمة ف (المحسوبة) أقل من قيمة ف (الجدولية)؛ فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى، وهذا يعنى رفض الفرض البديل.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار بكل أبعاده السابق الحديث عنها، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٧ – ٦) أراد باحث أن يدرس أثر طريقة التدريب على التحصيل فى مادة الإحصاء عند متدربى البرنامج الإعدادى فى معهد الإدارة بالرياض، فاختار عينة عشوائية مؤلفة من (١٢) متدرباً وقام بتعريضهم لثلاث طرق فى التدريب (طريقة التعليم المبرمج، طريقة النقاش، طريقة المحاضرة). وبعد ذلك طبق عليهم اختباراً يقيس التحصيل فى مادة الإحصاء، وحصل على البيانات التالية التى تمثل درجات الاختبار فى التحصيل.

(جدول رقم ٧-٢٠)

درجات التحصيل لعينة من طلاب البرنامج الإعدادى فى معهد الإدارة العامة الذين طبق عليهم ثلاثة طرق فى التدريب

الطريقة / الأفراد	طريقة التعليم المبرمج	طريقة النقاش	طريقة المحاضرة	المجموع
١	٥٠	٢٠	٢٥	٩٥
٢	٤٥	١٠	١٣	٦٨
٣	٥٥	١٥	٢٠	٩٠
٤	٣٥	٣٥	٣٠	١٠٠
٥	٧٠	٣٠	٤٠	١٤٠
٦	٦٥	٣٠	٢٥	١٢٠
٧	٥٣	١٥	٢٠	٨٨
٨	٢٥	٢٠	١٥	٦٠
٩	٦٥	٥٠	٣٣	١٤٨
١٠	٤٨	١٥	٥	٦٨
١١	٧٠	٢٥	٣٥	١٣٠
١٢	٥٥	٢٣	١٥	٩٣
المجموع	٦٣٦	٢٨٨	٢٧٦	١٢٠٠

بافتراض أن درجة المتدرب فى امتحان التحصيل تتبع توزيعات طبيعية، وبافتراض أن مستوى المعنوية ($\alpha = 5\%$). والمطلوب: اختبار معنوية الفروق فى درجة المتدرب بين طرق التدريب المختلفة.

الحـــــــــل

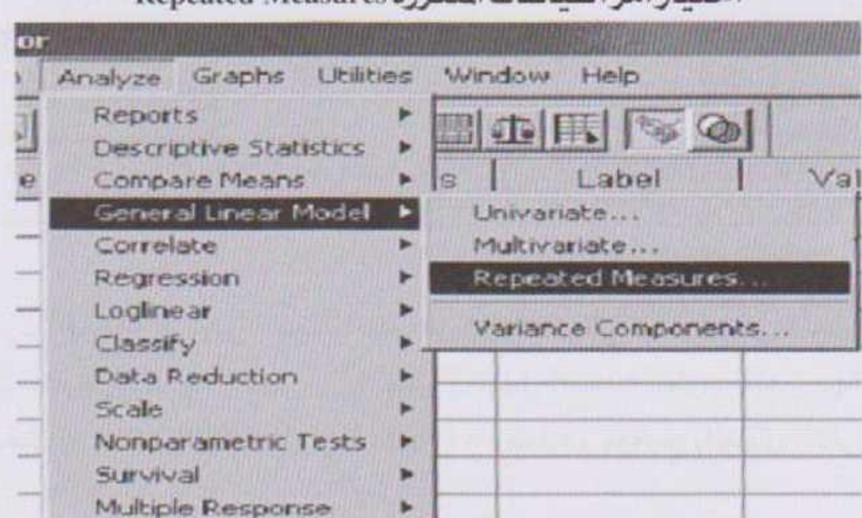
يتضح من المثال أن السؤال البحثي يتعلق بمقارنة متوسطات عدة مجتمعات (مجموعات) مرتبطة (قياسات متكررة)، ومستوى قياس المتغير التابع (درجة المتدرب) نسبي، وبالتالي فإن الاختبار المناسب هو اختبار تحليل التباين في اتجاه واحد في حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة)، وتكون الفروض التي نريد اختبارها:

- الفرض العدمي: تساوي متوسط درجة المتدرب في طرق التدريب المختلفة (لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين طرق التدريب المختلفة من حيث متوسط درجة المتدرب).
- الفرض البديل: عدم تساوي متوسط درجة المتدرب في طرق التدريب المختلفة (يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين طرق التدريب المختلفة من حيث متوسط درجة المتدرب).

وفيما يلي خطوات إجراء هذا الاختبار باستخدام برنامج SPSS:

- بما أن البيانات ليست موجودة في ملف بيانات جاهزة، فإن أولى الخطوات هي إدخال البيانات إلى شاشة المحرر (كما سبق أن أوضحنا في الفصل الأول) في ثلاثة متغيرات يمثلون طرق التدريب المختلفة التي يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم "طرق التدريب".
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر General Linear Model ثم نختار الأمر Repeated Measures كما هو موضح في الشكل التالي:

(شكل رقم ٧-١٧)
اختيار أمر القياسات المتكررة Repeated Measures



- عندما يتم اختيار Repeated Measures من القائمة، يوفر البرنامج نافذة تتضمن مربعًا للحوار يطلق عليه نفس الاسم: المقاييس المتكررة Repeated Measures Define Factor. وكما يلاحظ أن البرنامج يوفر اسم Factor 1 أما Within Subject Factor Name وهو لا يعد ضمن المتغيرات التى تم إنشاؤها فى ملف البيانات، ومن الأسهل هنا أن نستخدم هذا الاسم الافتراضى الذى يوفره الإجراء ذاته، كما يجب فى هذا المثال أن ندخل الرقم (٣) الذى يمثل عدد طرق التدريب المراد المقارنة بينها فى خانة Number of Levels، وبعد ذلك نقوم بالنقر على زر Add، وذلك كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١٨)

الصندوق الحوارى الخاص بتحديد عدد مستويات المقارنة فى أمر القياسات المتكررة

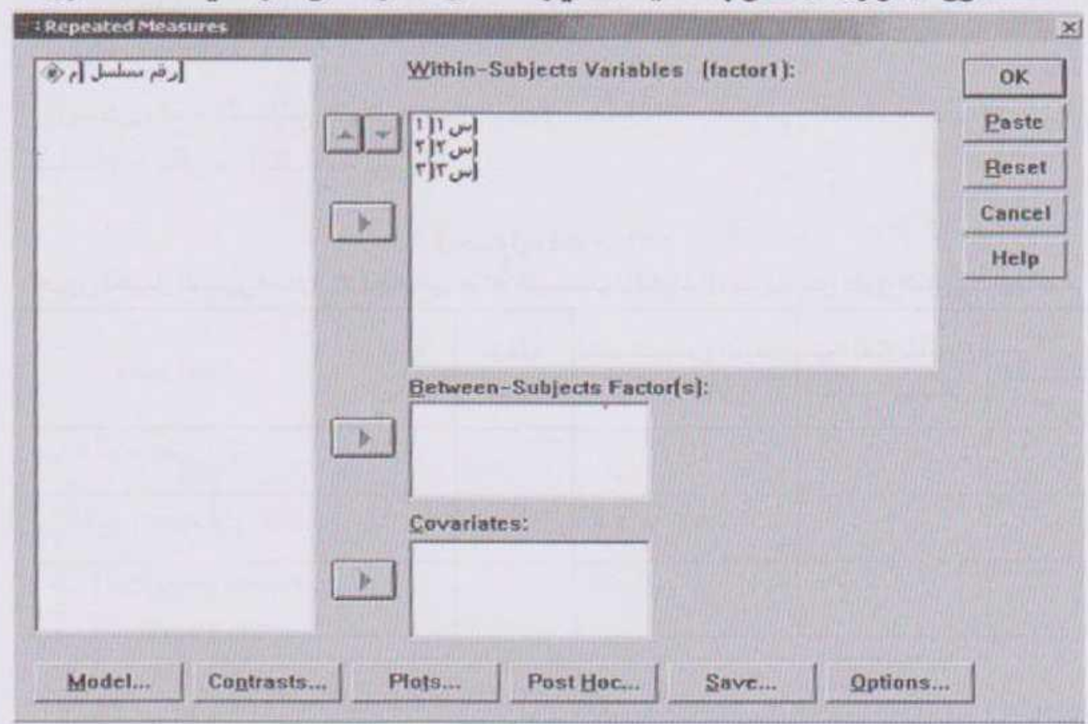
Repeated Measures Define Factor(s)

Within-Subject Factor Name:
Number of Levels:
Add
Change
Remove
factor1(3)
Define
Reset
Cancel
Help
Measure >>

- فى مربع الحوار السابق، نقوم بالنقر على Define لكى نحصل على نافذة Repeated Measures ونقوم فيها باختيار المتغيرات محل التحليل (طرق التدريب) لنقلها إلى المستطيل Within-Subject Variables (factor 1)، كما هو موضح بالشكل التالى:

(شكل رقم ٧-١٩)

الصندوق الحوارى الخاص بتحديد المتغيرات محل المقارنة فى أمر القياسات المتكررة



- فى النافذة السابقة يوجد خيارات أخرى كثيرة، إلا أنها خارج نطاق هذا المثال. والآن وبعد اختيار المتغيرات نقوم بالنقر على OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

هناك نتائج كثيرة ومتعددة ولكن المهم فى هذه النتائج ما يلى:

١ - مجموع المربعات بين الأفراد (SS Subject)؛ والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Between-Subject Effects وهو يساوى (٣٠٥٦,٦٧)، ودرجات الحرية (df) تساوى (١١)، وقيمة متوسط المربعات (MS) تساوى (٢٧٧,٨٨).

٢ - مجموع المربعات البواقى أو الخطأ (SS Error)؛ والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Within-Subject Effects أى المعالجة ضمن أو داخل الأفراد) يساوى (١٥٢٥,٣٣)، ودرجات الحرية (df) تساوى (٢٢)، وقيمة متوسط المربعات = ٦٩,٣٣ .

٣ - مجموع المربعات بين المعالجات (طرق التدريب) (SS Treatment)؛ والمشار إليه تحت ما يسمى Test of Within-Subject Effects وهو يساوى (٦٩٦٨)، ودرجات الحرية (df)

تساوى (٢)، وقيمة متوسط المربعات (MS) تساوى (٣٤٨٤)، ومن ثم قيمة (ف) التى تساوى (٥٠.٢٥)، كما تظهر قيمة الاحتمال المرتبط بالقيمة تحت ما يسمى (Sig) وهى تساوى (٠.٠٠٠).

ويمكن وضع النتائج السابقة فى جدول تحليل التباين فى اتجاه واحد فى حالة القياسات المتكررة، وذلك كما يلى:

(جدول رقم ٧-٢١)

جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة للمقارنة بين طرق التدريب المختلفة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات (تقدير التباين)	قيمة (ف) المحسوبة (المختبر الإحصائى)	القيمة الاحتمالية Sig
بين المعالجات (طرق التدريب)	٦٩٦٨	١	٣٤٨٤	٥٠,٢٣	٥٠,٢٣
بين الأفراد (المفحوصين) Subject	٣٠٥٦,٦٧	١١	٢٧٧,٨		
داخل الأفراد (الخطأ أو البواقى) Residual	١٥٢٥,٣٣	١٢	٦٩,٣٦		

وحيث إن قيمة (Sig = 0.000) أقل من مستوى المعنوية المحدد مسبقًا من الباحث ($\alpha = 0.05$)، فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل الفرض البديل، أى نقبل بوجود فرق ذى دلالة بين طرق التدريب المختلفة فى التأثير على التحصيل فى مادة الإحصاء.

(جدول رقم ٧-٢٢)

نتائج SPSS الخاصة بتحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة للمقارنة بين طرق التدريب المختلفة

Tests of Within-Subjecs Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
FACTOR1	Sphericity Assumed	6968.000	2	3484.000	50.250	.000
	Greenhouse-Geisser	6968.000	1.517	4594.470	50.250	.000
	Huynh-Feldt	6968.000	1.708	4079.214	50.250	.000
	Lowr-bound	6968.000	1.000	6968.000	50.250	.000
Error (FACTOR1)	Sphericity Assumed	1525.333	22	69.333		
	Greenhous-Geisser	1525.333	16.683	91.432		
	Huynh-Feldt	1525.333	18.790	81.178		
	Lower-bound	1525.333	11.000	138.667		

Tests of Between-Subjecs Effects

Measure: MEASURE_1
Transformed Varible: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	40000.000	1	40000.000	143.948	.000
Error	3056.667	11	277.879		

ملحوظة مهمة: وبالمثل، وكما هو الحال فى اختبار تحليل التباين أحادى الاتجاه فى حالة العينات المستقلة، إذا وجدنا أن قيمة "ف" دالة إحصائيًا بمعنى أننا رفضنا الفرض العدمى القائل بعدم وجود فروق بين المعالجات (طرق التدريس فى مثالنا)، أى توصلنا إلى القول بأن هناك فروقًا جوهرية (معنوية) بين طرق التدريس المختلفة فى تأثيرها على متوسط درجة تحصيل الطالب. فى هذه الحالة فإن الباحث لا يتوقف عند هذا الحد، بل يود أن يحدد أى طريقة تدريس أكثر فاعلية، فقيمة "ف" الدالة إحصائيًا تخبرنا فقط بأن إحدى طرق التدريس الثلاث على الأقل تختلف عن طريقة أخرى على الأقل، أو أنها جميعًا تختلف عن بعضها البعض. وهذا يتطلب من الباحث إجراء بعض المقارنات بين المتوسطات التى حصل عليها لكى يستخلص أكبر قدر من المعلومات من بيانات دراسته، مثل ما هى أفضل طريقة للتدريس؟ هل هناك طريقتان غير مختلفتين بين الطرق الثلاث؟ ... وهكذا من التساؤلات. هذا الإجراء وهو ما عرفناه مسبقًا هو المقارنات المتعددة البعدية Post hoc or Posteriori. وبالمثل فإننا ننصح باستخدام أكثر الأساليب شيوعًا فى البحوث النفسية والتربوية، وهى طريقة توكى Tukey، وطريقة شيفيه Scheffe وغيرها من الطرق.

إلا إنه لسوء الحظ لا يوفر إجراء Repeated Measures أيًا من هذه المقارنات، ولعل أسهل طريقة للقيام بتنفيذ المقارنات المخططة أو البعدية ينحصر ببساطة فى استخدام اختبار "ت" للعينات الثنائية The Paired-Sample T Test (عبد اللطيف، ٢٠٠٢م: ١١٧)، وهذا الاختبار سبق الحديث عنه فى الفصل السابق قسم (٦-٣-١).

(٧-٣-٢) الأساليب اللامعلمية:

عرضنا فى القسم السابق أسلوب تحليل التباين للمقارنة بين المتوسطات الحسابية لعدة مجتمعات (مجموعات) مترابطة، وقد اتضح لنا أن هذا الأسلوب يستند إلى بعض

الشروط التى ينبغى توافرها فى مقدمتها افتراض اعتدالية توزيع قيم المتغير التابع فى المجتمع الأصلى الذى سحبت منه العينات المستقلة، كما ينبغى أن يكون مستوى قياس المتغير التابع من المستوى الفترى على الأقل. غير أن الباحث يتعامل فى كثير من الأحيان مع متغيرات لا تعلو إلى المستوى الفترى، بل تكون عادة من المستويين الرتبى والاسمى، وأحياناً أخرى يقوم الباحث بجمع بيانات من المستوى الفترى ولكن التوزيع الأساسى للمجتمع غير معروف أو غير اعتدالى (أى لا يحقق متطلبات أسلوب تحليل التباين). فعندئذ يحتاج الباحث إلى أساليب لامعلمية مناسبة يستطيع استخدامها فى المقارنة بين عدة عينات مترابطة، وهناك أنواع عديدة من الأساليب اللامعلمية تصلح لهذا الغرض، فمنها ما يختص بالمقارنة بين المجموعات ذات البيانات الاسمية، ومنها ما يختص بالمجموعات ذات البيانات الرتبية، وأحياناً حتى البيانات الفاصلة والنسبية. وفى هذا القسم سنقتصر على عرض أهم اختبارين يشيع استخدامهما فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية وهما:

أولاً - اختبار تحليل التباين لـ "فريدمان" The Friedman Test:

قدمه العالم Friedman فى عام ١٩٣٧ كبديل لامعلمى لتحليل التباين فى حالة العينات المترابطة (القياسات المتكررة) إذا لم تتحقق الشروط التى يستند إليها هذا الأسلوب، فهو يستخدم عندما يجرى الباحث دراسته على أكثر من عينتين مرتبطتين، ويكون المتغير المستقل من النوع التصنيفى (الاسمى) والمتغير التابع من النوع الرتبى على الأقل، ويجوز أن يكون من النوع التصنيفى أيضاً (علام، ١٩٩٣م؛ ص: ٤٣٨). ويعتبر هذا الاختبار امتداداً لاختبار الإشارة واختبار إشارات الرتب لويكوكسن الذى يستخدم لاختبار الفرق بين مجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين) ذات بيانات رتبية على الأقل، وتستمد هذه البيانات عادة من التجارب أو الحالات التى يعين فيها الأفراد فى أكثر من مجموعتين تجريبيتين، وبالتالى فإن هذا الاختبار يستخدم عندما يود الباحث تحديد ما إذا كانت عدة عينات مترابطة قد سحبت من نفس المجتمع أم لا، وبالتالى فمن الضرورى أن تكون العينات متساوية الحجم. ويمكن أن يجرى الاختبار على عينات يصل عدد أفراد كل منها إلى خمسة أفراد فأكثر.

وتكون الفروض المطلوب اختبارها هنا على الصورة:

- الفرض العدمي: عدم وجود فرق ذى دلالة إحصائية بين المواقف (أو الاختبارات أو المعالجات) محل الدراسة.
- الفرض البديل: وجود فرق ذى دلالة إحصائية بين المواقف (أو الاختبارات أو المعالجات) محل الدراسة.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) إلى كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، من خلال المثال التالى:

مثال (٧- ٧) نفترض أن باحثًا اختار عينة عشوائية تتألف من (١٠) من خبراء التعليم وطلب من كل منهم إبداء رأيه فى خمسة من التحديات التى تقف عائقًا أمام تطوير التعليم، وأن يقوم كل خبير بإعطاء رتبة رقم (١) للتحدى الذى يرى أنه أقل من غيره، ورتبة (٢) للتحدى الذى يليه ... وهكذا إلى أن تنتهى التحديات (خمسة تحديات فى هذا المثال)، بمعنى آخر أن يضع الترتيب المناسب من ١ إلى ٥ أمام كل نوع من التحديات حسب أهميته من الأقل إلى الأكبر. وكانت البيانات كما يلى:

(جدول رقم ٧-٢٣)

آراء مجموعة من الخبراء فى خمسة من التحديات التى تقف أمام تطوير التعليم

التحديات / الخبراء	السياسية	الاقتصادية	الاجتماعية	الثقافية	العلمية والتقنية
١	٣	٢	١	٤	٥
٢	٢	١	٣	٥	٤
٣	١	٢	٣	٤	٥
٤	٢	١	٣	٥	٤
٥	٤	٣	٢	١	٥
٦	٤	٥	١	٣	٢
٧	١	٢	٣	٥	٤
٨	٤	٣	٥	٢	١
٩	٥	٤	٣	١	٢
١٠	٣	٢	١	٤	٥

وكان الباحث يريد التعرف على ما إذا كان هناك تحدٍ معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم أم أن هذه التحديات متساوية، أو بمعنى آخر هل هناك اختلاف معنوى بين آراء الخبراء حول التحديات الخمس (آراء الخبراء ليست موجهة نحو أى تحدٍ من هذه التحديات)؟ مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

الحـــــــــــل

وحيث إن البيانات المستمدة من الاستبانة من المستوى الرتبى، وحيث إن العينات التى لدينا عينات مرتبطة (قياسات متكررة)، ونظرًا لأن توزيع الرتب فى كل معالجة على حدة ليس توزيعًا اعتداليًا أو تباينها متساوٍ (بمعنى آخر شروط تطبيق أسلوب تحليل التباين غير متوافرة)، لذلك سوف نستخدم اختبار فريدمان. وتكون الفروض التى نريد اختبارها:

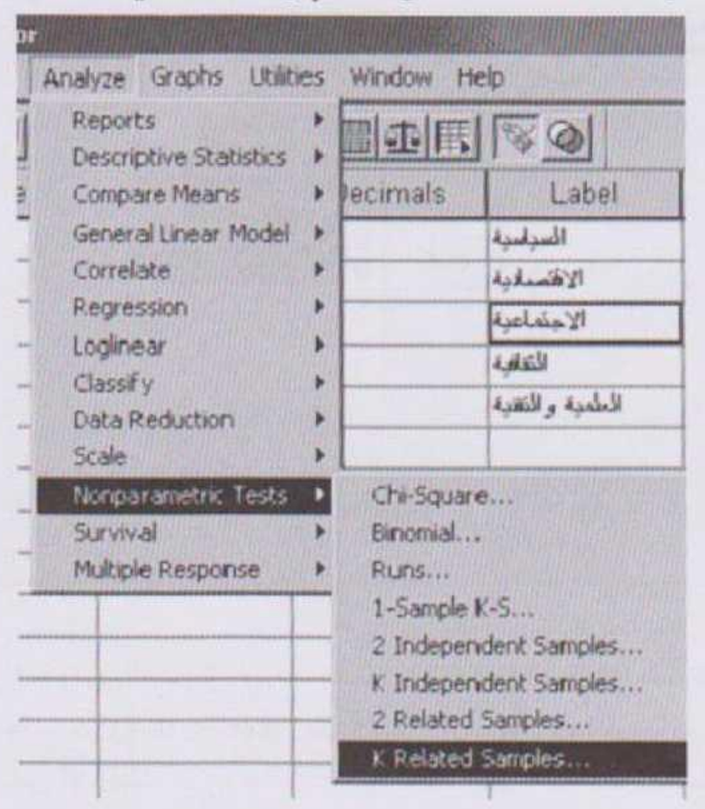
- الفرض العدمى: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أنه لا يوجد تحد معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم (التحديات متساوية).
- الفرض البديل: يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أن آراء الخبراء موجهة نحو تحدٍ معين من هذه التحديات).

وفيما يلى خطوات إجراء هذا الاختبار باستخدام برنامج SPSS.

- ندخل البيانات (بافتراض أنها ليست موجودة فى الملفات) فى ملف يحتوى على خمسة متغيرات يمثلون التحديات (المجموعات) التى يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم "تحديات التعليم".
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Related Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢٠)

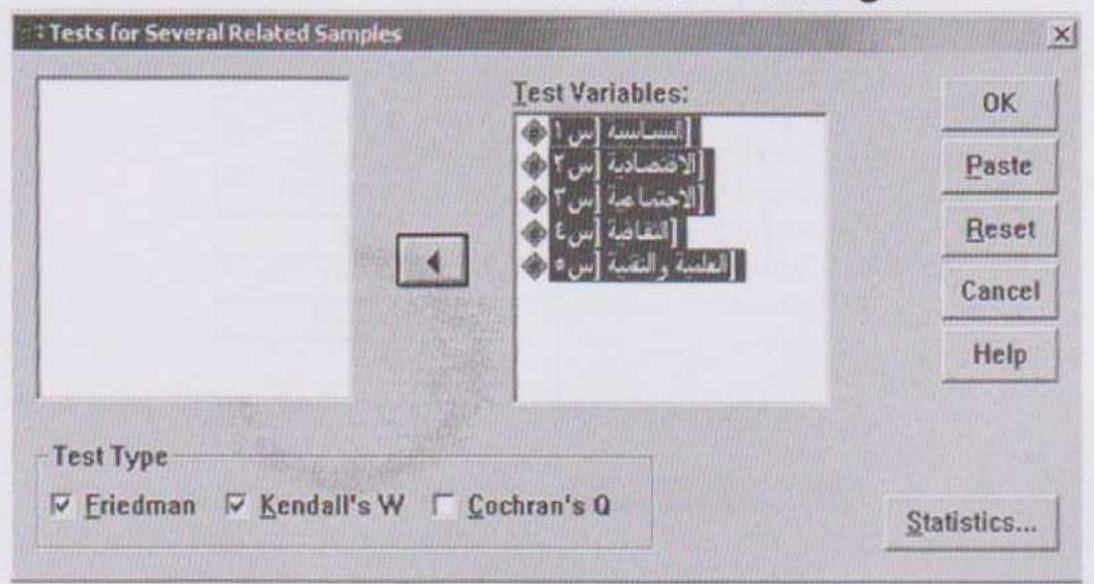
اختيار الأمر K Related Samples ضمن الاختبارات اللامعلمية Nonparametric Tests



- فى الصندوق التالى الخاص بالأمر Tests for Several Related Samples نختار المتغيرات (من قائمة المتغيرات) التى تمثل المجموعات (التحديات فى هذا المثال) المراد المقارنة بينها، ونقوم بنقلها إلى المستطيل المعنون بـ: Test Variables. ثم نقوم بالنقر على خيار Friedman فى المستطيل المعنون بـ Test Type، وهو الاختبار المراد تطبيقه هنا (يوجد اختبار آخر يصلح فى هذه الحالة وهو اختبار كندال للاتفاق Kendall's W، كما يوجد اختبار كوكران Cochran's Q، ولكنه لا يصلح فى هذه الحالة؛ لأنه يتطلب أن يكون المتغير التابع اسمياً وليس ترتيبياً)، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢١)

مربع الحوار الخاص بأمر Tests for Several Related Samples



– فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد المتغيرات محل المقارنة، وبعد تحديد الاختبار المطلوب إجراؤه، نقوم بالنقر على الأمر Statistics لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive (مثل المتوسط الحسابى، والانحراف المعيارى ... إلخ)، وكذلك بعض مقاييس الموضع (المئينات) التى تسمى Quartiles، كما سبق أن أوضحنا فى جميع الاختبارات اللامعلمية السابق ذكرها. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، ونقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

تفسير نتائج اختبار فريدمان Friedman Test:

١ – الجدول الأول (٧–٢٤) يحتوى على بيانات تخص الرتب من حيث:

متوسط الرتب Mean Rank يقصد بها مجموع الرتب على حجم العينة، وتم حسابها لكل مجموعة على حدة، وهى فى التحديات السياسية تساوى (٢.٩٠)، وفى التحديات الاقتصادية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الاجتماعية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الثقافية تساوى (٣.٤)، وفى التحديات العلمية والتقنية تساوى (٣.٧).

(جدول رقم ٧-٢٤)

رتب آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Ranks

	Mean Rank
س١ السياسية	2.90
س٢ الاقتصادية	2.50
س٣ الاجتماعية	2.50
س٤ الثقافية	3.40
س٥ العلمية والتقنية	3.70

٢ – أما الجدول الثانى (٧–٢٥) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

– قيمة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) هو (4.640) = Chi-Square.

– درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ٥ – ١ = ٤ .

– القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا Asymp Sig. = 0.326 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث α = 0.05)، وبالتالى فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالى لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أنه لا يوجد تحد معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم (التحديات متساوية). وهى نفس النتيجة التى يمكن التوصل إليها من خلال مقارنة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) بالقيمة الجدولية كا٢ (الجدولية).

(جدول رقم ٧-٢٥)

نتائج اختبار فريدمان للمقارنة بين آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Test Statistics[a]

N	10
Chi-Square	4.640
df	4
Asymp. Sig.	.326

a. Friedman Test

ملحوظة مهمة: هذا الإجراء فى برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة فى حالة رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل، لذلك ننصح فى حالة رفض الفرض العدمى، بمعنى وجود فروق ونريد معرفة الفروق بين أزواج المجموعات - أن نلجأ إلى عمل هذه المقارنات من خلال ما يلى:

المقارنات المتعددة فى حالة استخدام اختبار فريدمان:

فى حالة رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل بوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات المترابطة، فإن هذه الفروق لا تزودنا بالمعلومات الكافية بشأن أى من هذه المجموعات يختلف بدلالة إحصائية عن الآخر. ولذلك فلابد من إجراء مقارنات متعددة بين الاستجابات الخاصة بكل تجربتين أو موقفين أو مجموعتين على حدة، هذه المقارنات ستساعد على معرفة أى الفروق كان مسؤولاً عن الفرق العام الذى ظهر نتيجة تحليل التباين. ونظراً لأن اختبار فريدمان يعد تعميماً لاختبار الإشارات فى حالة العينتين المرتبطتين الذى تناولناه فى الفصل السابق، فإن الباحث يستطيع إجراء جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين أزواج هذه المجموعات باستخدام هذا الاختبار مستخدماً مستوى ذى ذيلين [α / عدد المقارنات الممكنة]، حيث α تمثل خطأ الدراسة كلها وهو ما اختاره الباحث مسبقًا، وعدد المقارنات هو عبارة عن [ك (ك - ١) / ٢]. ولجعل المقارنات متسقة يمكن البدء بالمقارنة بين العينتين اللتين مجموع رتب درجات كل منهما أدنى وأعلى ثم بين هذا المجموع الأدنى والمجموع التالى للأعلى ... وهكذا حتى نحصل على فرق غير دالٍ فنتوقف، وننتقل إلى المجموع التالى للأدنى حيث نقارنه بالأعلى، ثم بالتالى للأعلى حتى نحصل على فرق غير دال فنتوقف ... وهكذا حتى ننتهى من جميع المقارنات الثنائية (علام ١٩٩٣م : ٤٤٥).

هناك طريقة أخرى للمقارنات المتعددة وهى أن نتبع نفس الأسلوب المتبع فى اختبار كروسكال والاس، وحيث إن أحجام العينات هنا دائمًا متساوية فإن الحد الأعلى للمقارنة بين أى فروق هو:

$$L.S.D = ى \times جذر \left\{ \frac{ك\,(ن + ١)}{٦} \right\} \qquad (٧-١٠)$$

حيث: ن هنا تمثل حجم العينة الكلية = $ن_. \times ك$، حيث ($ن_١ = ن_٢ = ... = ن_ن = ن_.$)، ك عدد المجموعات، ى القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعى المعيارى التى تحجز مساحة على يسارها تساوى ($١ - \alpha_١$) حيث:

$\alpha_١$ = { α / ك (ك - ١) }، والجدول الموضح مسبقًا يعطى بعض القيم الحرجة (ى) الشائعة الاستخدام فى ضوء مستوى المعنوية العام α، وعدد المجموعات (المجتمعات) محل المقارنة (عاشور، ١٩٩٥م؛ ١١٨).

مقياس قوة العلاقة فى حالة استخدام اختبار فريدمان:

يود الباحث أحيانًا تحديد درجة الاتفاق أو الاختلاف بين أفراد المجموعات المختلفة، فى هذه الحالة يوجد مقياس يسمى فى بعض الأحيان بمعامل الاتفاق يرمز له بالرمز (و) وذلك كما يلى:

$$و = \frac{كا^٢ \text{ (المحسوبة)}}{ن (ك - ١)} \qquad (٧-١١)$$

حيث: ن تمثل حجم العينة، $كا^٢$(المحسوبة) هى قيمة المختبر الإحصائى، ومن الممكن الحصول عليها من مخرجات برنامج SPSS، وفى المثال السابق نجد أن:

$$و = \frac{٤,٦٤}{١٠ \times ٤}$$

وبالتالى فإن و = ٠,١٢ وتشير هذه القيمة إلى قدر ضعيف من الاتفاق بين أفراد المجموعات المختلفة. مع ملاحظة أن قيمة (و) لا تصل إلى أقصى قيمة لها وهى الواحد.

ملحوظة: يوجد اختبار آخر يماثل اختبار فريدمان، مع توضيحه لمقياس قوة العلاقة (معامل الاتفاق). هذا الاختبار هو اختبار كندال، ومن الممكن الحصول على نتائجه من خلال برنامج SPSS وبنفس الإجراء الخاص باختبار فريدمان بعد التأشير عليه.

تفسير نتائج اختبار كندال للاتفاق Kendall's W Test:

١ – الجدول الأول (٧–٢٦) يحتوى على بيانات تخص الرتب، وهو نفس الجدول الموضح فى نتائج اختبار فريدمان، فيحتوى على متوسط الرتب Mean Rank ويقصد بها مجموع الرتب على حجم العينة، ويتم حسابها لكل مجموعة على حدة، وهى فى التحديات السياسية تساوى (٢.٩٠)، وفى التحديات الاقتصادية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الاجتماعية تساوى (٢.٥)، وفى التحديات الثقافية تساوى (٣.٤)، وفى التحديات العلمية والتقنية تساوى (٣.٧).

(جدول رقم ٧-٢٦)

رتب آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Ranks

	Mean Rank
س١ السياسية	2.90
س٢ الاقتصادية	2.50
س٣ الاجتماعية	2.50
س٤ الثقافية	3.40
س٥ العلمية والتقنية	3.70

٢ – أما الجدول الثانى (٧–٢٧) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

– قيمة المختبر الإحصائى كا^2 (المحسوبة) هو (4.640) = Chi-Square

– درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ٥–١= ٤ .

– القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا Asymp Sig. = 0.326 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث) $\alpha = 0.05$ وبالتالى فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالى لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد اتفاق ذو دلالة إحصائية بين آراء الخبراء حول التحديات المختلفة، بمعنى أنه لا يوجد تحد معين يفوق التحديات الأخرى من حيث إعاقة عملية تطوير التعليم (التحديات متساوية). وهى جميعًا نفس نتائج اختبار فريدمان.

- يوجد هنا نتيجة إضافية عن نتائج اختبار فريدمان، وتتمثل فى قيمة معامل الاتفاق المحسوب من بيانات العينة، وهو هنا يساوى (٠,١١٦). مما يعنى أن هناك اتفاقًا ضعيفًا (لأن قيمة المعامل أقل من ٠.٥٠) فى آراء الخبراء حول التحديات ولكنه أيضًا اتفاق غير معنوى بناء على الخطوة السابقة (مقارنة .Asymp Sig مع α).

(جدول رقم ٧-٢٧)

نتائج اختبار كندال للمقارنة بين آراء الخبراء تجاه التحديات الخمسة

Test Statistics

N	10
Chi-Square	4.640
df	4
Asymp. Sig.	.326

[a] Kendall's Coefficient of Concordance

ثانيًا - اختبار كوكران (ك) للعينات المرتبطة The Cochran (Q) Test:

يستخدم فى حالة وجود عدة عينات عشوائية مترابطة ذات استجابات اسمية ثنائية التصنيف كأن تكون الاستجابة بنعم - لا، أو بموافق - غير موافق، أو أفضل - لا أفضل، ويستعاض عنهما عادة بـ (١) أو (صفر)، ونود الكشف عن دلالة الفروق بين المواقف أو الاختبارات (أو المعالجات) التى سحبت منها هذه العينات المترابطة. ويعتبر هذا الاختبار تعميمًا لاختبار ماكنمار لدلالة الفروق بين مجموعتين مترابطتين والسابق الحديث عنه فى الفصل السابق.

ولأجل توضيح كيفية استخدام اختبار " كوكران " فى اختبار الفرض العدمى المتعلق بالمقارنة بين عدة عينات مترابطة، سوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية إجراء هذا الاختبار، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، من خلال المثال التالى:

مثال (٧-١٣) أراد باحث أن يتعرف على التغيير فى اتجاهات المراجعين تجاه أحد مراكز الرعاية الصحية الأولية وذلك خلال أربع فترات زمنية مختلفة، من حيث رضاهم أو عدم رضاهم عن الخدمات والرعاية التى يقدمها هذا المركز. ولذلك اختار عينة عشوائية مكونة من (١٥) مراجعًا من المراجعين المترددين باستمرار على هذا المركز، وجمع بيانات عن رضاهم (١) أم عدم رضاهم (صفر) عن الخدمات فى الفترات الزمنية المختلفة فكانت النتائج كما يلى:

(جدول رقم ٧-٢٨)

التغيير فى اتجاهات المراجعين تجاه أحد مراكز الرعاية الصحية الأولية وذلك خلال أربع فترات زمنية مختلفة

الفترة / المراجعون	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة
١	صفر	صفر	صفر	١
٢	صفر	١	١	١
٣	١	١	١	١
٤	صفر	صفر	صفر	صفر
٥	صفر	١	١	صفر
٦	١	١	١	١
٧	١	صفر	١	١
٨	١	صفر	صفر	صفر
٩	١	١	صفر	١
١٠	صفر	صفر	١	١
١١	صفر	١	١	صفر
١٢	١	١	١	١
١٣	صفر	١	١	١
١٤	صفر	١	صفر	١
١٥	١	١	صفر	صفر

اختبر ادعاء الباحث بأن هناك فروقًا فى اتجاهات المراجعين فى الفترات الزمنية المختلفة عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$.

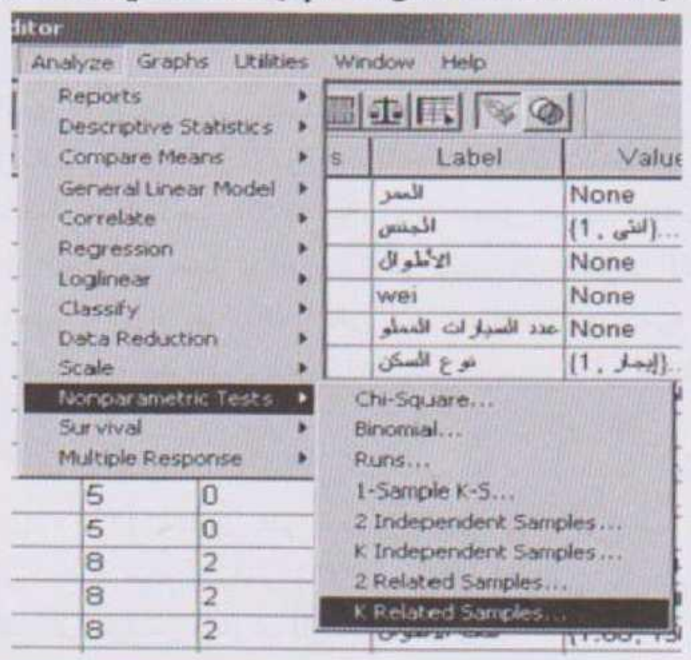
الحـــــــــل

وحيث إن البيانات المستمدة من الاستبانة من المستوى الاسمى ثنائى التقسيم، وحيث إن العينات التى لدينا عينات مرتبطة (قياسات متكررة)، لذلك فإن الاختبار المناسب هنا هو اختبار كوكران، وتكون الفروض التى نريد اختبارها:

- الفرض العدمى: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية فى اتجاهات المراجعين تجاه مراكز الرعاية الصحية الأولية محل الدراسة، وذلك خلال الفترات الزمنية الأربعة المختلفة (الاتجاهات لم تتغير تغيراً معنوياً خلال الفترات الزمنية).
- الفرض البديل: هناك فرق ذو دلالة إحصائية فى اتجاهات المراجعين تجاه مراكز الرعاية الصحية الأولية محل الدراسة، وذلك خلال الفترات الزمنية الأربعة المختلفة (الاتجاهات تغيرت تغيراً معنوياً خلال الفترات الزمنية).
- ندخل البيانات (بافتراض أنها ليست موجودة فى الملفات) فى ملف يحتوى على أربعة متغيرات تمثل الفترات الزمنية (المجموعات) التى يراد المقارنة بينها، ثم نحفظ ملف البيانات تحت اسم "رضا المراجعين ٣".
- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Related Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢٢)

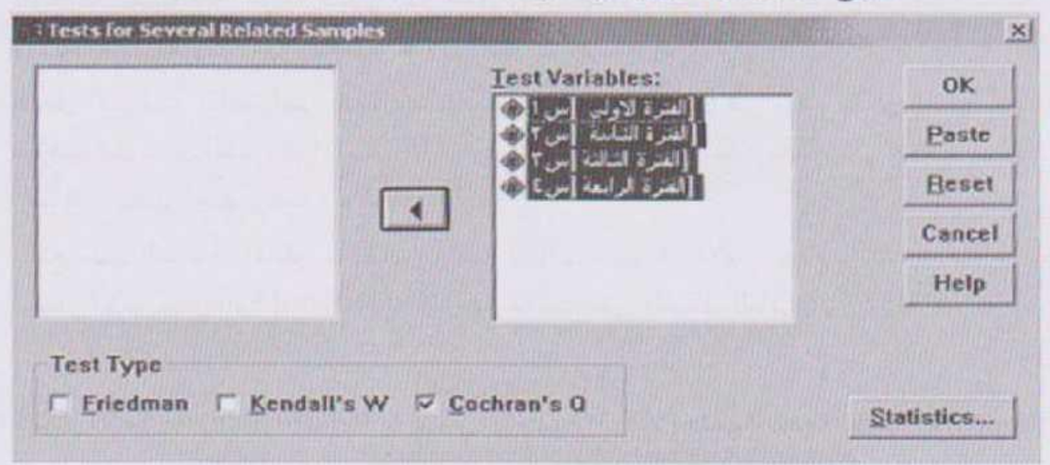
اختيار الأمر K Related Samples ضمن الاختبارات اللامعلمية Nonparametric Tests



– فى الصندوق التالى الخاص بالأمر Tests for Several Related Samples، نختار المتغيرات (من قائمة المتغيرات) التى تمثل المجموعات (التحديات فى هذا المثال) المراد المقارنة بينها، ونقوم بنقلها إلى المستطيل المعنون بـ Test Variables ثم نقوم بالنقر على خيار Cochran's فى المستطيل المعنون بـ Test Type، وهو الاختبار المطلوب هنا انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٧-٢٣)

مربع الحوار الخاص بأمر Tests for Several Related Samples



– فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد المتغيرات محل المقارنة، وبعد تحديد الاختبار المطلوب إجراؤه، نقوم بالنقر على الأمر Statistics لاختيار ما نريده من خيارات متاحة مثل بعض الإحصاءات الوصفية Descriptive وكذلك بعض مقاييس الموضع (الربيعيات) التى تسمى Quartiles، كما سبق أن أوضحنا فى جميع الاختبارات اللامعلمية السابق ذكرها. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

Cochran Test

١ – الجدول الأول (٧-٢٩) يحتوى على الجدول التكرارى المزدوج الذى يتضمن عدد المفردات التى أجابت بنعم أو راضٍ (١)، وعدد المفردات التى أجابت بلا أو غير راضٍ (صفر)، وذلك لكل فترة من الفترات الزمنية (المجموعات).

(جدول رقم ٧-٢٩)

الجدول المزدوج

Frequencies

	Value	
	0	1
س١ الفترة الأولى	8	7
س٢ الفترة الثانية	5	10
س٣ الفترة الثالثة	6	9
س٤ الفترة الرابعة	5	10

٢ - أما الجدول الثانى (٧-٣٠) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

- قيمة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) هو Cochran's Q = (1.895).
- درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ٤-١= ٣ .
- القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا Asymp Sig. = 0.595 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث α = 0.05)، وتبعًا لذلك فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالى لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين اتجاهات المراجعين خلال الفترات الزمنية المختلفة. ومن الممكن اتخاذ القرار من خلال مقارنة قيمة المختبر الإحصائى Cochran's Q بقيمة كا٢ (الجدولية)، فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى Q أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض العدمى، والعكس صحيح.

(جدول رقم ٧-٣٠)

نتائج اختبار كوكران للمقارنات بين الاتجاهات فى الفترات المختلفة

Test Statistics

N	15
Cochran's Q	1.895[a]
df	3
Asymp. Sig.	.595

a. 0 is treated as a success.

ملحوظة مهمة: هذا الإجراء فى برنامج SPSS لا يمكننا من عمل المقارنات المتعددة فى حالة رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل، لذلك ننصح فى حالة رفض الفرض العدمى بمعنى وجود فروق، ونريد معرفة الفروق بين أزواج المجموعات – أن نلجأ إلى عمل هذه المقارنات المتعددة كما يلى:

المقارنات المتعددة فى حالة استخدام اختبار كوكران:

فى حالة رفض الفرض العدمى وقبول الفرض البديل القائل بوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات المترابطة، فإن هذه الفروق لا تزودنا بالمعلومات الكافية بشأن أى من هذه المجموعات يختلف بدلالة إحصائية عن الآخر. ولذلك فلابد من إجراء مقارنات متعددة بين الاستجابات الخاصة بكل تجربتين أو موقفين أو مجموعتين على حدة، هذه المقارنات ستساعد على معرفة أى الفروق كان مسئولاً عن الفرق العام الذى ظهر نتيجة تحليل التباين. ونظراً لأن اختبار كوكران يعد تعميماً لاختبار ماكنمار فى حالة العينتين المرتبطتين وهو ما تناولناه فى الفصل السابق، فإن الباحث يستطيع إجراء جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين أزواج هذه المجموعات باستخدام هذا الاختبار مستخدماً مستوى ذا ذيلين [α / عدد المقارنات الممكنة]، حيث (α) تمثل خطأ الدراسة كلها الذى يختاره الباحث مسبقًا، وعدد المقارنات هو عبارة عن [ك (ك – ١) / ٢]. توفيق، ١٩٨٥م: ١٧٤).

(جدول رقم ٧-٢٩)

الجدول المزدوج

Frequencies

	Value	
	0	1
س١ الفترة الأولى	8	7
س٢ الفترة الثانية	5	10
س٣ الفترة الثالثة	6	9
س٤ الفترة الرابعة	5	10

٢ – أما الجدول الثانى (٧–٣٠) فيحتوى على نتائج الاختبار حيث تبين أن:

– قيمة المختبر الإحصائى كا٢ (المحسوبة) هو (Cochran's Q = (1.895.

– درجات الحرية df وهى عدد المجموعات ٤–١= ٣ .

– القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا Asymp Sig. = 0.595 وهو أكبر من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث $\alpha = 0.05$)، وتبعًا لذلك فإننا لا نستطيع رفض الفرض العدمى وبالتالى لابد من قبوله، أى نقبل بأنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين اتجاهات المراجعين خلال الفترات الزمنية المختلفة. ومن الممكن اتخاذ القرار من خلال مقارنة قيمة المختبر الإحصائى Cochran's Q بقيمة كا٢ (الجدولية)، فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى Q أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرض العدمى، والعكس صحيح.

(جدول رقم ٧-٣٠)

نتائج اختبار كوكران للمقارنات بين الاتجاهات فى الفترات المختلفة

Test Statistics

N	15
Cochran's Q	1.895[a]
df	3
Asymp. Sig.	.595

[a] 0 is treated as a success.

الفصل الثامن
تحليل الارتباط

موضوعات الفصل:

- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الكمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الرتبي.
- مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الاسمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الرتبي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمي والآخر من المستوى الكمي.
- مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الرتبي والآخر من المستوى الكمي.
- بعض المقاييس الأخرى لدراسة العلاقة بين المتغيرين.
- استخدام الحاسوب.

أهداف الفصل الثامن:

بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغي أن تكون قادراً على:

١ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الكمى مثل: معامل الارتباط الخطى البسيط لبيرسون، ومعامل الارتباط الجزئى.

٢ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الرتبى مثل: معامل ارتباط الرتب لسبيرمان، ومعامل ارتباط جاما، ومعامل ارتباط كندال.

٣ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين من المستوى الاسمى مثل: معامل فاى، ومعامل كرامير، ومعامل التوافق، معامل التنبؤ لجتمان (لمبدا).

٤ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى مثل: معامل الارتباط الثنائى للرتب، ومعامل ثيتا للارتباط.

٥ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى مثل: معامل الارتباط الثنائى المتسلسل، ومعامل إيبسلون، ومعامل إيتا.

٦ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس (المعاملات) المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الرتبى والآخر من المستوى الكمى مثل: معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن.

٧ – إجراء تحليل استدلالى لبعض المقاييس الأخرى المستخدمة فى دراسة العلاقة بين متغيرين مثل: معامل كابا، ومعدل المفاضلة.

٨ – تنفيذ وقراءة نتائج جميع الاختبارات السابقة الخاصة بدراسة العلاقة بين متغيرين باستخدام برنامج الـ SPSS.

(٨-١) مقدمة:

إن استقصاء وجود علاقة ما بين المتغيرات، ونوع واتجاه وقوة تلك العلاقة يعد هدفًا رئيسًا من أهداف البحث العلمى باختلاف ميادينه. فقد يكون من الضرورى التعرف على نوع وقوة العلاقة بين متغيرين مهمين كالتحصيل الدراسى لمجموعة من الطلبة بمرحلة معينة ومستوى الدخل السنوى لأولياء أمور هؤلاء الطلبة، بهدف رسم سياسة توجيهية وإرشادية لأبناء المجتمع. أو قد يكون من المهم دراسة علاقة متغيرات تتعلق بقضايا العرض لعدد من السلع الزراعية مع متغيرات تتعلق بحجم القوى الشرائية للسوق المحلية فى بلد ما، بقصد رسم سياسة تسويق زراعية ووطنية فاعلة لتوجيه عمليات الاستثمار، وضبط مجالات الإنفاق والإنتاج. أو قد يكون من المهم دراسة علاقة متغيرات تتعلق بقضايا إعلامية وسياسية مثل دراسة العلاقة بين مستوى الثقافة السياسية ومدى قراءة الصحف، مما يجعل متخذ القرار يعدل من سياساته أو خططه الإعلامية أو إستراتيجيته فى توصيل الخدمة الصحفية. أو يكون من المفيد دراسة العلاقة بين متغيرين مهمين فى مجال الإدارة مثل الثقافة التنظيمية وعلاقتها بكفاءة الأداء.

إن قياس نوع ومقدار العلاقة بين المتغيرات يدعى الارتباط Correlation، والذى من خلاله يمكننا التنبؤ Prediction بظاهرة أو موقف ما من خلال ما يعرف بعملية الانحدار Regression (Glass and Hopkins, 1996). ولاشك أن الارتباط والانحدار وجهان يكمل بعضهما الآخر، إذ لن يكون التنبؤ دقيقًا وذا معنى إلا إذا كان معامل الارتباط قويًا، والعكس صحيح. ويقاس الارتباط بين متغيرين بمؤشر كمى هو معامل الارتباط Correlation Coefficient، ويفيد فى الحالات التالية (زايد، ٢٠٠٤: ١٦١):-

- تحديد قوة الارتباط بين المتغيرين، أى بيان ما إذا كان الارتباط قويًا أم متوسطًا أم ضعيفًا أم منعدمًا.
- تحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرين، أى بيان ما إذا كانت العلاقة طردية (أو موجبة)، أم عكسية (أو سالبة).
- تحليل علاقة السببية Causal Relation بين المتغيرات.
- يساعد معامل الارتباط فى عمليات التنبؤ خاصة عندما يكون كبيرًا أو يقارب الواحد الصحيح.
- تعد مقاييس الارتباط من المؤشرات الهامة فى قياس الصدق والثبات والموضوعية للاختبارات والمقاييس السيكولوجية.

وتتراوح قيمة معامل الارتباط بين -١ و +١، وتكون درجة العلاقة قوية كلما اقترب مقدار معامل الارتباط من -١ أو +١ . وتعرف العلاقة بأنها تامة Perfect عندما يكون

معامل الارتباط يساوى (١) سواء كان المعامل موجبًا أو سالبًا. كما تنمحى العلاقة بين المتغيرين إذا اقتربت قيمة معامل الارتباط من الصفر. وتشير الإشارة إلى اتجاه العلاقة بين المتغيرات، حيث تنبئ الإشارة الموجبة لمعامل الارتباط بوجود علاقة موجبة أو طردية، بينما تعلمنا الإشارة السالبة بوجود علاقة سالبة أو عكسية. والعلاقة الموجبة تعنى أن المتغيرين يسيران بنفس الاتجاه. أى أن الزيادة على متغير تقابلها زيادة على المتغير الآخر، وانخفاضها فى متغير يقابلها انخفاض فى المتغير الآخر. أما العلاقة السالبة فتعنى أن المتغيرين يسيران باتجاهين متضادين، فزيادة الدرجات على أحد المتغيرين يقابلها انخفاض فى المتغير الآخر والعكس بالعكس (النبهان، ٢٠٠١م: ٢١١). عند النظر إلى درجات مجموعتين من الطلبة فى مادتى الإحصاء والإدارة كما يلى:

(جدول رقم ٨-١)
درجات مجموعتين من الطلبة فى مادتى الإحصاء والإدارة

مجموعة رقم (١)		مجموعة رقم (٢)	
إحصاء	إدارة	إحصاء	إدارة
٢٢	٢٥	٢٢	٢٨
٢٣	٢٦	٢٣	٢٧
٢٤	٢٧	٢٤	٢٦
٢٥	٢٨	٢٥	٢٥
٢٦	٢٩	٢٦	٢٤
٢٧	٣٠	٢٧	٢٣
٢٨	٣١	٢٨	٢٢
٢٩	٣٢	٢٩	٢١
٣٠	٣٣	٣٠	٢٠
٣١	٣٤	٣١	١٩

يمكن التنبؤ بأن العلاقة بين درجتى مادتى الإدارة والإحصاء للمجموعة الأولى موجبة؛ لأن درجات الطلبة فى المادتين فى ازدياد، بينما تبدو العلاقة فى المجموعة الثانية سالبة؛ لأن درجات الطلبة فى المادتين تسيران باتجاهين مختلفين، فهى فى تزايد فى مادة الإحصاء وتناقص فى الإدارة.

أما عندما تتوافر بيانات عن متغيرين لا تتوافر بينهما علاقة خطية، أو تكون العلاقة بينهما ضعيفة، فإن القيم فى المتغيرين لا تأخذ ترتيبًا ثابتًا (Glass and Hopkins, 1996).

فقد تجد قيمة عالية من أحد المتغيرين متوافقة مع قيمة صغيرة من المتغير الآخر والعكس صحيح، أو قد تكون العلاقة قوية ولكنها غير خطية، أو تكون العلاقة غير موجودة أحياناً كما فى المثال التالى لمجموعتين من البيانات.

(جدول رقم ٨-٢)
درجات مجموعتين من الطلبة فى مادتى الإحصاء والإدارة

مجموعة رقم (١)		مجموعة رقم (٢)	
إدارة	إحصاء	إدارة	إحصاء
١٠	١٣	٨	١٣
١٨	٩	٨	٩
١٢	٧	٨	٧
٦	٥	٨	٥
١٤	١	٨	١

ففى كلتا المجموعتين تبدو العلاقة ضعيفة أو غير خطية فى المجموعة الأولى، فى حين أنها غير موجودة فى المجموعة الثانية. وعلى كل حال، فإن الجدول التالى (٨-٣) يبين مدى قوة معامل الارتباط بدلالة القيمة العددية التى يشير إليها.

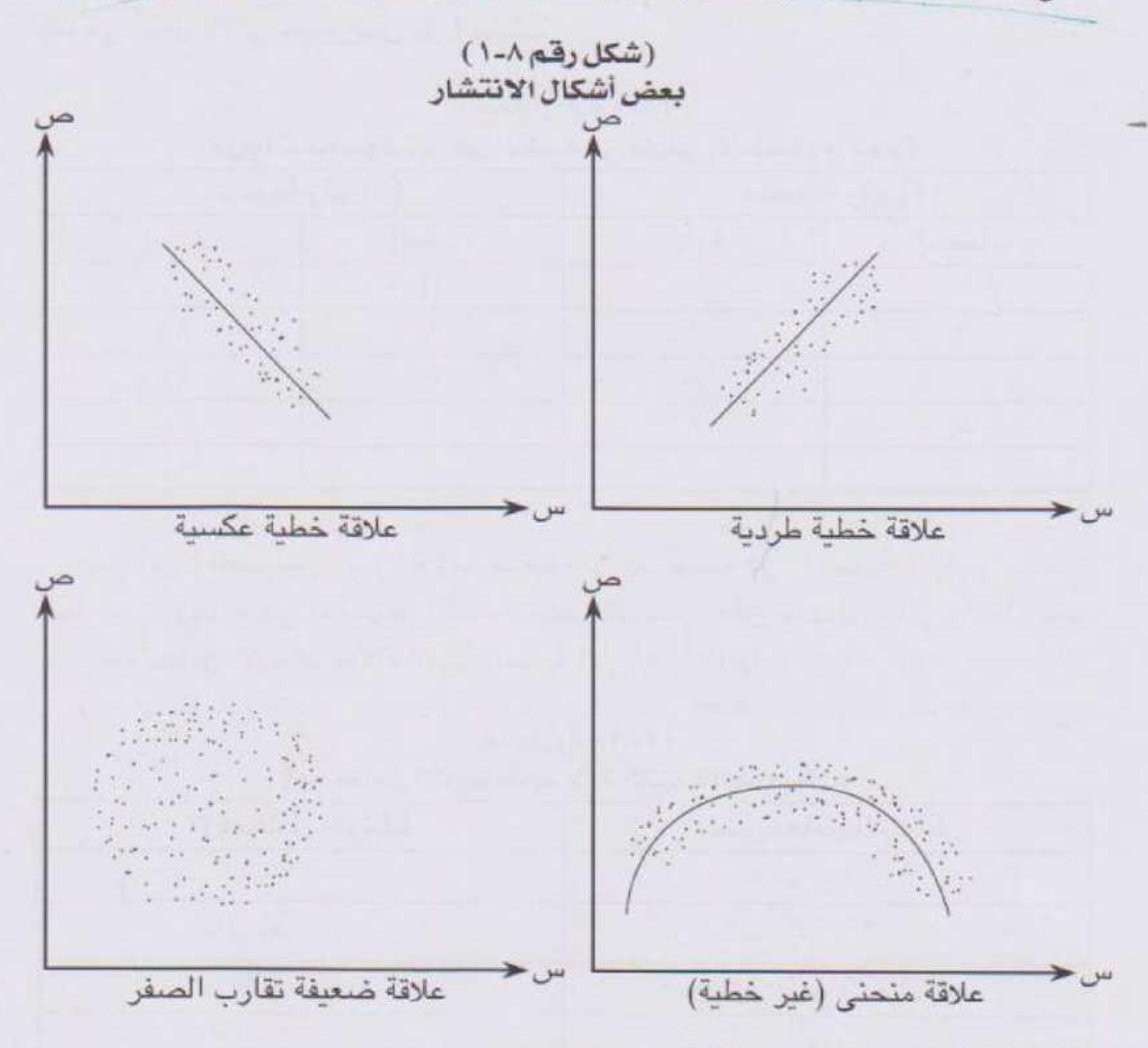
(جدول رقم ٨-٣)
قوة معامل الارتباط بدلالة القيمة العددية له

قوة معامل الارتباط	مدى معامل الارتباط
تام	+ ١ أو - ١
عالٍ جداً	من ٠.٨٠ إلى ٠.٩٩
عالٍ	من ٠.٦٠ إلى ٠.٧٩
متوسط	من ٠.٤٠ إلى ٠.٥٩
ضعيف	من ٠.٢٠ إلى ٠.٣٩
ضعيف جداً	من ٠.٠١ إلى ٠.١٩
لا يوجد علاقة خطية	صفر

ويجب التنويه هنا بأن إشارة معامل الارتباط لا تشير إلى قوة العلاقة بل إلى اتجاهها فقط. فقوة معامل الارتباط (-٠.٨٠) تساوى تماماً قوة معامل الارتباط (+٠.٨٠). والأشكال

التالية رقم (٨-١) تمثل بعض العلاقات المختلفة بالأشكال الانتشارية Scatter Diagrams التي تمثل كل نقطة فيها زوجًا مرتبًا من الملاحظات أو قيمة لكل من س، ص على الترتيب:

(شكل رقم ٨-١)
بعض أشكال الانتشار



الارتباطية والسببية Association and Causation:

إن تفسير معامل الارتباط يحتاج إلى قدر كبير من الحذر. فكثيراً ما يقفز الباحث إلى استنتاج غير مضبوط بالنسبة لعلاقة التأثير - السببية. إن قيمة معامل الارتباط القريبة من الواحد تشير إلى أن القيم الكبيرة نسبيًا لأحد المتغيرين تميل أن تكون مرافقة (مزاملة) مع القيم الكبيرة نسبيًا للمتغير الآخر. وهذا لا يكافئ القول بأن القيمة الكبيرة لأحد المتغيرين تجعل قيمة المتغير الآخر كبيرة. إن الارتباط يقيس مدى التزامل أو الترابط

Association، ولكن الارتباط لا يعنى السببية Causation. إنه كثيراً ما يحدث أن يكون متغيران اثنان على درجة عالية من الارتباط، ليس بسبب أن أحد المتغيرين يكون مرتبطًا ارتباطًا سببيًا بالآخر، ولكن لأن المتغيرين يكونان مرتبطين بقوة مع متغير آخر يطلق عليه المتغير الكامن (المستتر) Lurking Variable والارتباط الناتج يطلق عليه الارتباط الزائف.

إن التجارب العملية تشير إلى أن وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين (خطية كانت أو انحنائية) لا يعنى بالضرورة أن أحدهما سبب فى حدوث الآخر. وخير مثال على ذلك تعاقب الليل والنهار، إذ إن مجيء أحدهما قبل الآخر، أو ارتباط أحدهما بالآخر لا يعنى أن أحدهما يسبب الآخر (Gay and Airaisan, 2000) وكذلك إذا كان هناك علاقة قوية بين قياس قدم الإنسان ومعدل ذكائه، لا يعنى بأى حال من الأحوال أن حجم القدم أو قياس الحذاء يسبب الذكاء. وإن صحت العلاقة الارتباطية المزعومة، فهى إنما كانت بسبب وجود عوامل أخرى كالعمر ومعدل النمو الذى يترافق حتمًا مع ارتفاع فى معدل الذكاء، ومعروف أن النمو عمومًا يعنى نموًا فى القدرات وفى أعضاء الجسم كحجم القدم أو طول أصابع اليد وغيرها.

ومن ناحية أخرى فإن وجود علاقة سببية بين عاملين ربما يؤدى إلى ظهور ارتباط بينهما بشكل أو بآخر. فإذا كان انخفاض درجة حرارة الجو ووجود الغيوم فى الجو يسبب هطول المطر، فإن هطول المطر يرتبط قطعًا بدرجة حرارة الجو. ولا يتسع المجال هنا للحديث تفصيلاً عن العلاقة بين السببية والارتباطية. إذ يندرج ذلك تحت أبواب خاصة فى مواضيع البحث العلمى ومناهجه التى تقع خارج سياق هذا الكتاب.

وأكثر أنواع معاملات الارتباط استخداماً هو معامل ارتباط بيرسون (نسبة إلى العالم كارل بيرسون K. Pearson والذى قدمه فى عام ١٨٩٥ م) ويسمى معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم Pearson Product Moment Correlation Coefficient، ويسمى أحيانًا بمعامل الارتباط الخطى البسيط، حيث يفترض خطيًا العلاقة بين المتغيرين. ويستخدم هذا المعامل (المقياس) إذا كان ميزان قياس المتغيرين من النوع الكمى (الفئوى أو النسبى). وتوجد أنواع أخرى من معاملات الارتباط تستخدم إذا كان ميزان القياس اسميًا أو رتبيًا. كما توجد أنواع معينة من معاملات الارتباط تستخدم فى حالات خاصة. وعلى الرغم من اختلاف أنواع معاملات الارتباط إلا أن معظمها يعتبر حالات خاصة من معامل بيرسون.

ويتوقف اختيار الباحث لأى من هذه المعاملات (الأساليب) على طبيعة البيانات التى جمعها الباحث أو الصورة التى يضع أو يرتضى بها هذه البيانات، والجدول التالى يوضح أهم هذه الأساليب (المعاملات) تبعًا لمستوى قياس البيانات للمتغيرين.

(جدول رقم ٨-٤)

الأسلوب المناسب لدراسة الارتباط بين متغيرين على حسب مستوى قياس البيانات لهذين المتغيرين

المتغير الأول / المتغير الثانى	كمى (نسبى أو فئوى)	رتبى	اسمى
كمى (نسبى أو فئوى)	معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون)	معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن	معامل الارتباط الثنائى المتسلسل معامل إيبسلون (Є) ومعامل إيتا (η)
رتبى		معامل سبيرمان معامل جاما معاملات كندال	معامل الارتباط الثنائى للرتب، معامل ثيتا (θ)
اسمى			معامل فاى معامل كرامر معامل التوافق معامل لمبدا

فإذا كنا فى حالة دراسة العلاقة بين المتغيرات فى الصورة الكمية ونسلم بخطية العلاقة بين المتغيرين Liner Correlation فإننا نلجأ إلى معامل بيرسون.

وسنعرض فيما يلى أهم معاملات (مقاييس) الارتباط بين كل متغيرين حسب مستويات القياس:

(٨- ٢) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الكمى:

(٨-٢-١) معامل بيرسون للارتباط أو معامل الارتباط الخطى البسيط:

ذكرنا فيما سبق أن طريقة حساب معامل الارتباط بين متغيرين تختلف باختلاف مستوى قياس كل منهما. ويعد معامل ارتباط بيرسون من أشهر الطرق لحساب المعاملات وأكثرها شيوعًا، فهو يستخدم فى إيجاد قيمة معامل الارتباط بين متغيرين فئويين أو نسبيين (نسبى مع نسبى أو فئوى مع فئوى أو نسبى مع فئوى) (Glass and Hopkins, 1996).

وتتراوح قيمة هذا المعامل بين (-١)، (+١)، فإذا كانت القيمة موجبة كانت العلاقة بين المتغيرين طردية، وإذا كانت سالبة كانت العلاقة سالبة، وكلما اقتربت القيمة من الواحد الصحيح دل ذلك على قوة العلاقة، وعلى أية حال يمكن الاسترشاد بما فى جدول رقم (٨-٢) لتحديد قوة العلاقة.

ويجدر أن نذكر هنا أن معامل ارتباط بيرسون يقيس العلاقة الخطية فقط، وصغره أو كونه صغيراً لا يعنى عدم وجود علاقة بشكل عام، ولكن يعنى عدم وجود علاقة خطية فقط إذ قد توجد علاقة ولكن على درجة أخرى غير الخطية.

معامل الارتباط والتباين المشترك:

عندما نربع معامل الارتباط بين متغيرين فإننا نحصل على مقدار التباين المشترك Common Variance بين المتغيرين. فلو كان معامل الارتباط بين متغيرين يساوى (٠,٩٠) فإن مقدار التباين المشترك بين المتغيرين يساوى (٠,٨١) ويسمى التباين المشترك المحسوب (مربع معامل الارتباط) بمعامل التحديد Coefficient of determination ويعبر معامل التحديد بين متغيرين على أنه مقدار التباين فى أحد المتغيرين الذى يمكن تفسيره أو تحديده بمعرفة التباين فى المتغير الآخر (Glass and Hopkins, 1996) ففى المثال السابق، يمكننا القول بأنه يمكن تفسير (٨١٪) من التباين فى أحد المتغيرين من خلال معرفة التباين فى المتغير الآخر كما فى المعادلة التالية:

معامل التحديد = [ر (بيرسون)]^{2} (٨-١)

ويسمى الجزء المتبقى من التباين (١ - ٠,٨١ = ٠,١٩) بالتباين العشوائى وهو الجزء من التباين الذى لم نتمكن من تفسيره، إنه تباين غير مشترك بين المتغيرين، وربما ينسب إلى تأثير متغيرات أخرى غير داخلة فى الحسبان أو تقع خارج إطار الاهتمام، ويسمى بمعامل الاغتراب أو عدم التحديد Coefficient of Alienation، كما يعرف أحياناً بتباين البواقى Residuals (النبهان، ٢٠٠١م: ٢٢٢) التى لم نتمكن من تفسيرها كما فى المعادلة التالية:

معامل عدم التحديد (الاغتراب) = ١ - [ر (بيرسون)]^{2} (٨-٢)

العوامل المؤثرة فى قيمة معامل ارتباط بيرسون:

إن من أهم العوامل التى تؤثر فى قيمة معامل الارتباط بين متغيرين متصلين (يقاس كل منهما أو كلاهما على مستوى القياس النسبى أو الفئوى) باستخدام معامل ارتباط بيرسون هى:

١- طبيعة العلاقة بين المتغيرين Linearity:

تعتمد العلاقة بين المتغيرين على شكل انتشار نقاط الالتقاء بينهما واتجاهاتها، فعندما تنتشر هذه النقاط بشكل خط مستقيم، أو قريبًا للخط المستقيم، فإن هذه العلاقة تكون خطية (Linear relation) لهذا فإن شكل الانتشار يوفر أحد المقومات الأساسية لاستخدام معامل ارتباط بيرسون. أما إذا كان شكل انتشار نقاط الالتقاء بين المتغيرين يأخذ شكلاً منحنيًا (غير مستقيم) فلا ينصح باستخدام معامل بيرسون، بل يتم حساب معامل آخر هو معامل إيتا (eta Coefficient) إن استخدام معامل بيرسون لمثل تلك العلاقة الانحنائية يعطى قيمة أصغر مما يجب أن يكون عليه.

٢- مقدار التباين فى قيم المتغيرين (درجة تجانس المجموعتين) Homogeneity:

إن ازدياد مقدار التباين فى أحد المتغيرين أو كليهما يؤدى إلى زيادة قيمة معامل الارتباط، كما أن معامل الارتباط يتناقص مع زيادة تجانس المتغيرات. ويمكن ملاحظة ذلك عندما تتجه النية إلى حساب معامل الارتباط بين متغيرين، كالتحصيل الدراسى ودرجات الذكاء لمن هم حاصلون على معدلات ذكاء فوق (١٤٠) مثلاً. هنا يمكن أن يكون معامل الارتباط منخفضًا جداً وربما يقارب الصفر، بينما إذا تم اختبار أفراد تتباين درجاتهم بشكل كبير (غير متجانسة) على مقياس الذكاء، فربما يصبح معامل الارتباط عاليًا نسبيًا (Glass and Hopkins, 1996). وفى معظم الأحيان ربما يكون معامل الارتباط سالبًا عندما يهتم بفئة معينة، ثم يصبح موجبًا إذا اشتمل على مدى أوسع من الحالات والعكس صحيح.

٣- حجم العينة Sample Size:

لا يؤثر حجم العينة (كبيرًا كان أم صغيرًا) فى معامل الارتباط من حيث قيمته أو اتجاهه، بل يتدخل فى درجة دقة معامل الارتباط ومدى اعتماده وتعميمه. إذ إن معامل الارتباط

المحسوب على عينة صغيرة لا تتيح فرصة احتواء كافة القيم الممكنة لحساب معامل الارتباط من ناحية، ولا تكشف عن مدى التجانس - التباين الفعلى للبيانات لكل متغير. عندها يصبح من الصعب تعميمه على مجتمع هذه العينة (Glass and Hopkins, 1996).

٤- شكل التوزيع Shape of Distribution:

يصل معامل الارتباط بين متغيرين متصلين حده الأقصى (+١ أو -١) إذا كان شكلا التوزيع متماثلين تماماً (شكل كل منهما جرسى وأحادى المنوال مثلاً)، بينما إذا كان توزيعا المتغيرين ملتويين بنفس الكيفية والاتجاه فسيكون معامل الارتباط (+١) ولن يكون (-١)، وبعكس ذلك، إذا كان توزيع أحدهما ملتوياً التواءً موجباً والآخر ملتوياً التواءً سالباً وبنفس الدرجة، فيمكن أن يصل معامل الارتباط إلى قيمته القصوى السالبة (-١). ولن يكون موجباً تاماً (+١) (Glass and Hopkins, 1996).

اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط الخطى البسيط:

يوجد عدد من الفروض عن معاملات الارتباط البسيط تتطلب الاختبار الإحصائى. ومن هذه الفروض أن معامل الارتباط فى مجتمع العينة = صفراً أو قيمة معينة، أو أن معاملى الارتباط بين متغيرين من عينات مختلفة متساويان.

واختبار دلالة الارتباط (بأنه مساوٍ للصفر أو لقيمة معينة) يتم بناء على نظرية معينة أو بحوث سابقة أو كليهما. فإذا كان المتوقع أن العلاقة بين متغيرين متوسطة فلا يجوز أن نختبر اختلافها عن الصفر. فإذا اقترحت الأدبيات أن العلاقة بين درجات القدرات اللفظية والكمية والمكانية نحو (٠.٣) (فى المتوسط). فإن الفرض المناسب للاختبار يكون اختبار معامل الارتباط = (٠.٣) عن اختبار مساواته للصفر. وحتى نقرر قبول أو رفض الفرض الصفرى (ر = صفراً، أو ر = ٠.٣)، يجب معرفة شكل التوزيع العينى لمعامل الارتباط (Shavelson 1988: 588-560). إلا أننا فى هذه المرحلة من الدراسة سوف نركز على اختبار معنوية معامل الارتباط بأنه مساوٍ للصفر أم لا)، وبالتالى فإن الفروض المطلوب اختبارها هنا تكون على الصورة التالية:

- الفرض العدمى: ر (فى المجتمع) = صفراً بمعنى أنه لا يوجد ارتباط معنوى بين المتغيرين.

- الفرض البديل: وهو يأخذ إحدى الصور التالية بناءً على فرضية البحث.

أ - ر (فى المجتمع) ≠ صفر (يوجد ارتباط معنوى).

ب - ر (فى المجتمع) > صفر (يوجد ارتباط طردى معنوى).

ج - ر (فى المجتمع) < صفر (يوجد ارتباط عكسى معنوى).

ويتطلب إجراء الاختبار السابق وجود مجموعة من الافتراضات الأساسية وهى:

- العشوائية فى اختيار العينة.
- استقلالية درجات كل فرد من أفراد العينة عن الآخرين.
- التوزيع الاعتدالى المزدوج لدرجات المتغيرين، ويقصد به أن توزيع درجات أحد المتغيرين (ص مثلاً) يكون توزيعًا اعتداليًا عند كل قيمة من قيم المتغير الثانى (س)، كما أن لكل قيمة من قيم (ص) يكون توزيع درجات (س) توزيعًا اعتداليًا، بالإضافة إلى العلاقة الخطية بين (س، ص). ويمكن اختبار افتراض الاعتدالية بعدة طرق، وأسهل هذه الطرق هى فحص شكل الانتشار، فإذا كان التوزيع ملتويًا فإننا نستخدم معامل ارتباط الرتب، أو نحول الدرجات ليقترب التوزيع من الاعتدالية.
- كما يشترط الاختبار أن يكون حجم العينة = ٣٠ أو أكثر (Shavelson, 1988: 560).

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية الحصول على معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون)، واختبار معنوية قيمته، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٨-١) فى ملف بيانات "المتغيرات الأولية" والموجود فى قاعدة البيانات المرفقة مع هذا الكتاب، أوجد معامل الارتباط بين العمر، والوزن، ثم اختبر معنوية هذا المعامل.

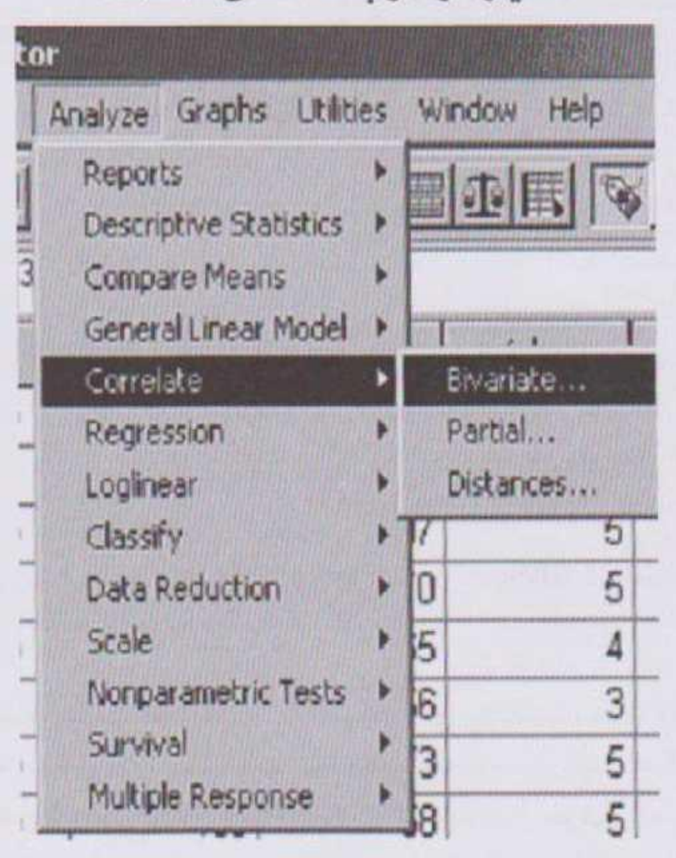
الحـــــــــــــل

حيث إن مستوى قياس المتغيرين (العمر، الوزن) هو مستوى نسبى (كمى)، فإن معامل الارتباط المناسب هنا هو معامل بيرسون، ويتم ذلك بتنفيذ الخطوات التالية:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Correlate من قائمة Analyze ثم نختار أمر Bivariate كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-٢)

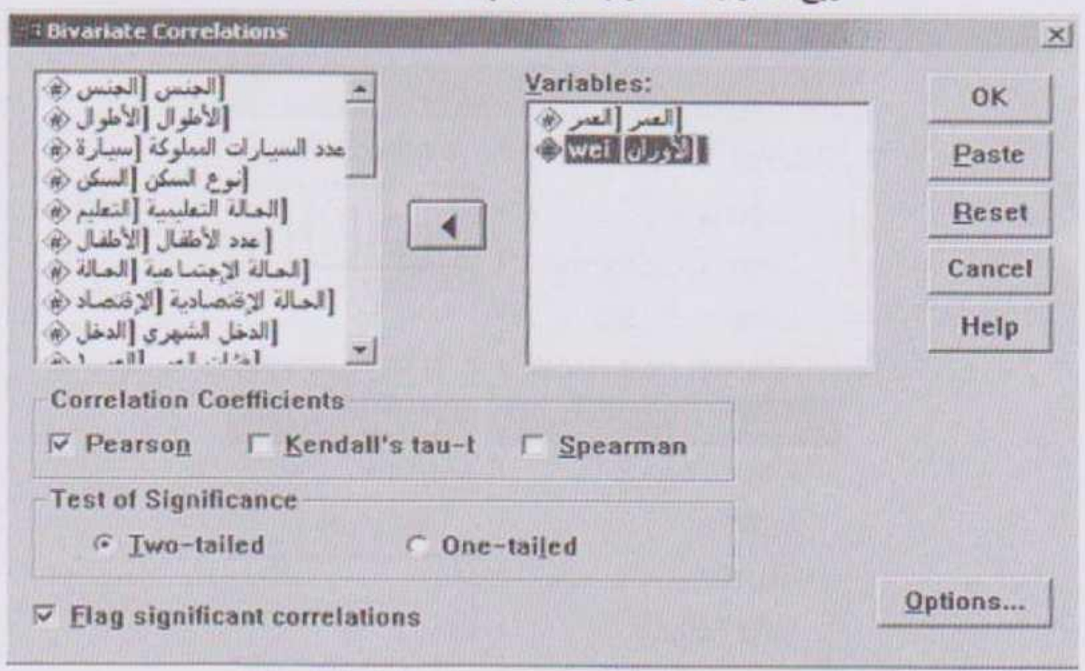
اختيار أمر الارتباط الثنائى Bivariate



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Bivariate Correlations، وفيه نختار المتغيرات - من قائمة المتغيرات - التى نريد إيجاد معاملات الارتباط لها، ويجب ملاحظة أن برنامج SPSS لا يميز بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة، ويترك هذا الأمر للباحث. ثم نقوم بعد ذلك بتحديد نوع الارتباط الذى نرغب فى حسابه، وهو معامل ارتباط بيرسون، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-٣)

مربع الحوار الخاص بأمر الارتباط الثنائى Bivariate



- فى الشكل السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Test of Significance وهو الخاص باختبار معنوية معامل الارتباط المستخدم، ونقوم فيه بتحديد أحد الخيارين إما أن يكون الاختبار من طرف واحد One-tailed أو يكون الاختبار من طرفين Two-tailed (لابد من تحديد اختيار واحد فقط) وذلك يتوقف على السؤال البحثى (أو فرضية البحث)، هل يبحث فى معنوية أو عدم معنوية العلاقة فقط بصرف النظر عن اتجاهها (طردية أم عكسية) أى أن الفرض البديل فرض غير موجه (صفر)، وبالتالى نختار هنا Two-tailed. أما أن السؤال البحثى (أو فرضية البحث) تبحث فى اتجاه العلاقة أيضاً، أى أن الفرض البديل فرض موجه (أكبر من أو أقل من)، وبالتالى نختار هنا One-tailed. هنا فى هذا المثال نفترض أن السؤال البحثى لا يهتم باتجاه العلاقة، وبالتالى نختار Two-tailed. إما الاختيار الثانى فهو خاص بـ Flag significant Correlations الذى يعنى إعطاء إشارة معينة (×) فى النتائج فى حالة ما إذا كان الارتباط معنوياً وفى حالة ما إذا كان الارتباط غير معنوى لا تعرض الإشارة. كما يوجد فى النافذة السابقة اختيار آخر وهو Option فبالضغط عليه تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-٤)

مربع حوار الخيارات Options الخاص بأمر الارتباط الثنائى Bivariate

Bivariate Correlations: Options

Statistics

☑ Means and standard deviations

☐ Cross-product deviations and covariances

Missing Values

◉ Exclude cases pairwise

○ Exclude cases listwise

Continue

Cancel

Help

ومن هذا المربع الحوارى (شكل ٨-٤) نستطيع اختيار ما يلى:

١- الإحصاءات Statistics: تمكننا من اختيار أحد هذين الاختيارين أو كليهما:

أ - Means and Standard Deviations: يعنى حساب الوسط الحسابى والانحراف المعيارى لكل متغير، ويتم ظهور عدد الحالات التى ليس لها قيم مفقودة.

ب - Cross-Product deviations and covariance: تعنى حساب الفروق لكل زوجين من متغيرات التغاير، ويمثل هذا بسط معامل ارتباط بيرسون.

٢- كيفية التعامل مع القيم المفقودة Missing Values: تمكننا من تحديد أى من الاختيارين التاليين:

أ - Exclude Cases Pairwise: تعنى استبعاد الحالات التى بها قيم مفقودة على أى زوجين من المتغيرات من التحليل.

ب - Exclude Cases Listwise: أى استبعاد الحالات ذات القيم المفقودة على أى متغير من المتغيرات.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسية الخاصة بـ Bivariate Correlation، ثم أخيراً نضغط على .O.K فنحصل على النتائج التالية:

١ - الجدول الأول (جدول ٨-٥) يحتوى على نتائج الإحصاءات الوصفية للمتغيرات:

الوسط الحسابى Mean للعمر (٤٢,٥٦ سنة) وكان للوزن (٨١,٦٢ كيلو)، والانحراف المعيارى Std. Deviation للعمر (١٤,٤ سنة) وكان للوزن (١٦,٣ كيلو)، وأخيراً حجم العينة N وهو يساوى (٥٠).

(جدول رقم ٨-٥)

بعض الإحصاءات الوصفية لمتغيرى العمر، والوزن

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
age العمر	42.56	14.40	50
wei الوزن	81.62	16.30	50

٢ - الجدول الثانى (جدول ٨-٦) يحتوى على النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط التى تم تحديدها (سواء كانت قيمته أو اختبار معنوياته)، فنجد أن قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين العمر والوزن، وهى نفسها قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين الوزن والعمر، كانت (٠,٠١٣) وهى تعنى أن هناك علاقة خطية طردية وضعيفة جداً بين العمر والوزن، ولاختبار معنوية هذا المعامل ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى P-Value وهو محسوب هنا لاختبار ذى طرفين (كما سبق أن حددنا)؛ لأننا نريد اختبار معنوية قوة العلاقة فقط وليس اتجاهها Sig. (2 -tailed) = 0.927 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المحدد مسبقًا $\alpha = 0.01$ بالتالى نقبل الفرض العدمى، أى نقبل أن معامل الارتباط فى المجتمع = الصفر، أى أن العلاقة الخطية الضعيفة التى أظهرتها العينة هى علاقة غير معنوية أيضاً عند مستوى دلالة (٠,٠١).

(جدول رقم ٨-٦)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط

Correlations

			العمر العمر	الأوزان wei
العمر العمر	Pearson Correlation		1.000	.013
	Sig. (2-tailed)			.927
	N		50	50
الأوزان wei	Pearson Correlation		.013	1.000
	Sig. (2-tailed)		.927	
	N		50	50

ملحوظة مهمة: شكل الانتشار Scatter Plot:

يستخدم شكل الانتشار فى معرفة ما إذا كانت العلاقة بين متغيرين كميين خطية أم غير خطية، كما أنه يمكن له أن يلقى الضوء على نوع وقوة العلاقة بين المتغيرين الكميين. وشكل الانتشار ما هو إلا تمثيل للبيانات المزدوجة بنقاط على محورين أحدهما المحور السينى X Axis وعادة يمثل عليه المتغير المستقل Independent، والآخر على المحور الصادى Y Axis وعادة يمثل عليه المتغير التابع Dependent. وتعطى الحزمة SPSS شكل الانتشار بسهولة، ويتم ذلك بتنفيذ الخطوات التالية:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Scatter من قائمة Graphs، كما هو موضح فى الشكل التالى:

ومن أهم عيوب العينة العشوائية الطبقية:

- إن التصنيف إلى عدة طبقات قد يؤدى إلى احتمال حدوث خطأ فى عملية التصنيف. وقد يحدث هذا الخطأ نتيجة لوضع بعض الوحدات فى طبقة غير الطبقة التى تنتمى إليها (السيد، ١٩٩٥م: ٢٨٥).
- من الصعب الحصول على عينة عشوائية طبقية، إذ إنها تتطلب من الباحث معرفة بخصائص مجتمع البحث قبل عملية اختيار العينة.

(٢-٣-٤) العينة العشوائية المتعددة المراحل Multi-Stage Sample:

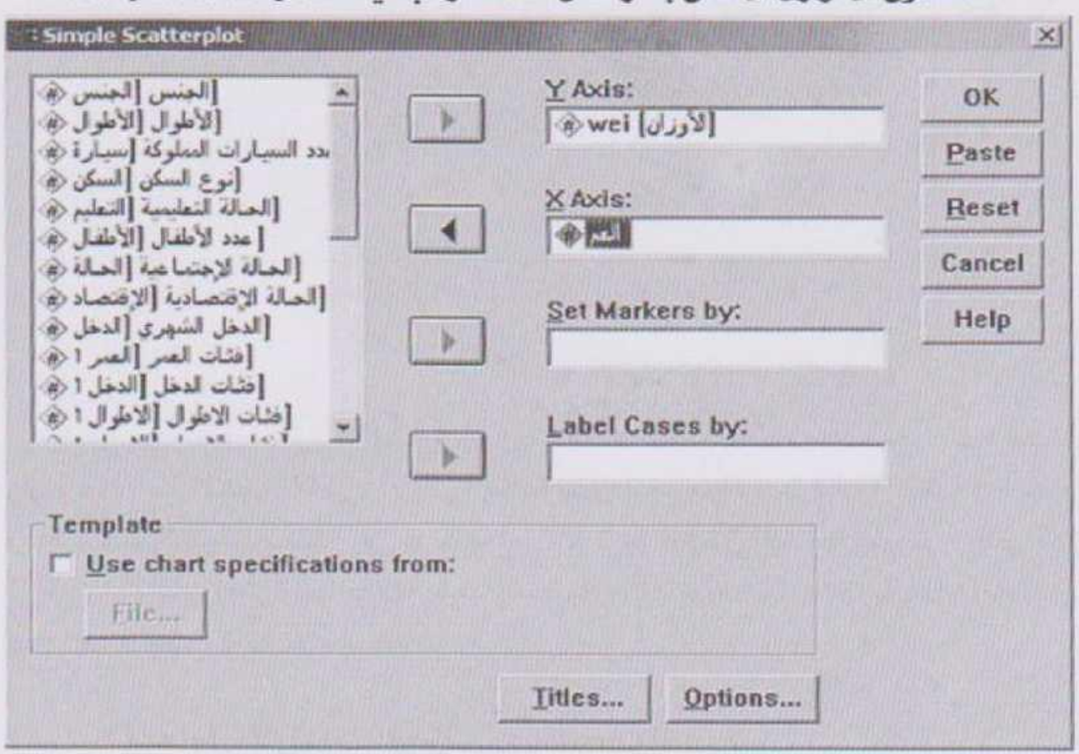
إن العينات العشوائية البسيطة أو المنتظمة أو الطبقية يصعب استخدامها إذا كان مجتمع الدراسة كبيراً وأفراده متفرقين فى أنحاء متباعدة فى المجتمع، وهذا بدوره يجعل أمر إعداد إطار المعاينة أمراً صعباً، بالإضافة إلى صعوبة متابعة القائمين بالمقابلات الشخصية. ولذلك فإن المسوح الاجتماعية الكبيرة الحجم نادراً ما تستخدم عينات عشوائية بسيطة أو منتظمة أو طبقية، ولكن بدلاً منها تستخدم العينة العشوائية متعددة المراحل، حيث يلائم هذا النوع من العينات العشوائية دراسة المجتمعات الكبيرة، مثل الدراسات السكانية أو الدراسات فى مجال الجغرافيا الاقتصادية، وهى مجتمعات يمكن تقسيمها إلى عدد من الأقسام المتشابهة أو المتجانسة، ويتم الاختيار العشوائى لعدد من المفردات بكل قسم بحيث يتم ذلك تتابعياً، فيتم الاختيار العشوائى من القسم الأول كمرحلة أولى، ثم يتم الاختيار العشوائى من القسم الثانى كمرحلة ثانية، وهكذا حتى نصل إلى الاختيار فى المرحلة النهائية، ولذا أطلق على هذا النوع من العينات بأنه "متعدد المراحل" (عبد ربه، ٢٠٠٤م: ٢٢).

فمثلاً فى بحث عن دراسة الحالة الاجتماعية لأسر الريف على مستوى محافظات مصر (٢٦ محافظة، ٢٠٠ قرية)، فإن توزيع أسر العينة على هذا العدد الكبير من القرى يوسع مجال العمل الميدانى مما ينشأ عنه زيادة التكاليف وعدم الإحكام الجيد للإشراف الميدانى. فإذا كانت مستويات المعيشة متقاربة بين هذه القرى فيمكن تركيز العينة فى عدد أصغر من القرى حتى يتسنى إحكام العمل الميدانى. لهذا قد نقوم أولاً باختيار عدد من محافظات الجمهورية عشوائياً، وبعد ذلك فى مرحلة تالية نقوم باختيار عشوائى لعدد من مراكز المحافظات المختارة. ثم تأتى بعد ذلك المرحلة الثالثة وفيها نقوم باختيار عشوائى لعدد من قرى المراكز المختارة فى المرحلة الثانية، ثم نأخذ عينة عشوائية من أسر كل قرية من

- من الصندوق الحوارى السابق نقوم بالنقر على Defined فيفتح لنا الصندوق الحوارى الفرعى التالى الخاص بـ Simple Scatter Plot الذى نقوم فيه بنقل متغير الوزن إلى المحور الصادى Y Axis؛ لأنه من الممكن أن يمثل المتغير التابع، ومتغير العمر إلى المحور السينى X Axis؛ لأنه يمثل المتغير المستقل فى هذا المثال كما يلى:

(شكل ٨-٧)

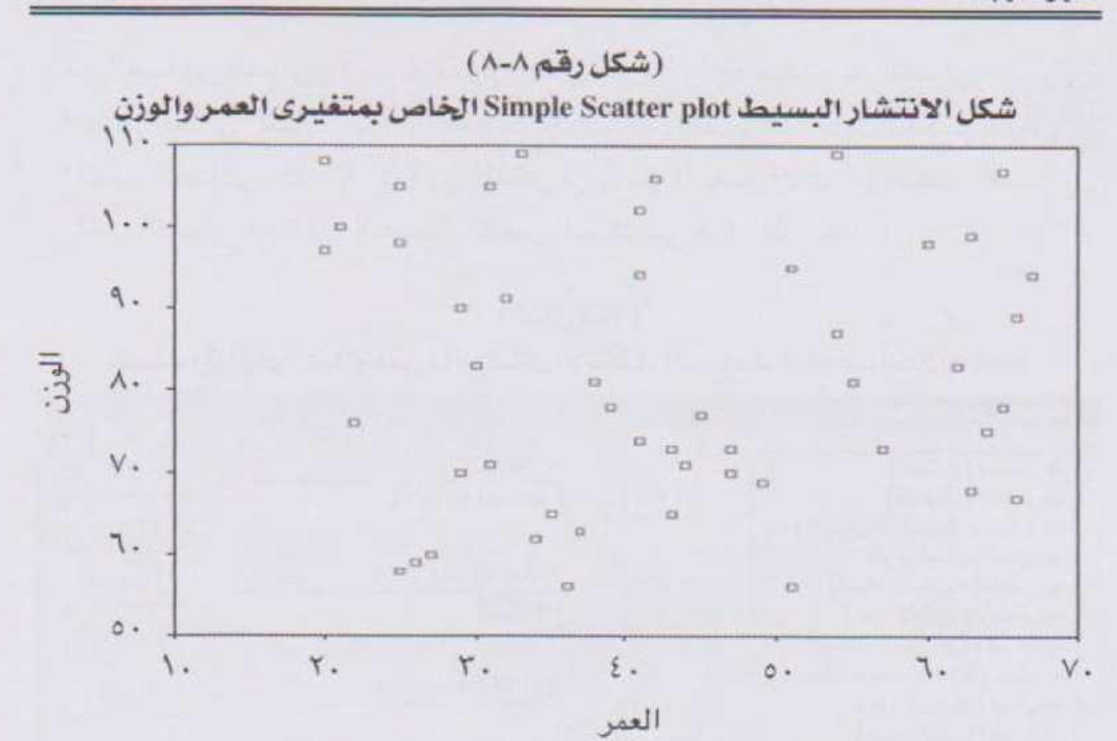
الصندوق الحوارى الخاص بأمر شكل الانتشار البسيط Simple Scatter plot



- فى الصندوق الحوارى السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Titles وهو خاص بكتابة عنوان للشكل المرسوم، كما سبق أن أوضحنا فى الفصل الثالث من هذا الكتاب. كما يوجد فى النافذة السابقة اختيار آخر وهو Options الذى يمكننا من تحديد كيفية التعامل مع القيم المفقودة، وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Simple Scatter Plot، ثم أخيراً نضغط على O.K. فنحصل على النتائج التالية:

(شكل رقم ٨-٨)

شكل الانتشار البسيط Simple Scatter plot الخاص بمتغيرى العمر والوزن



يتضح من شكل الانتشار السابق أن البيانات لا تتجمع بشكل واضح حول خط يصنع زاوية حادة مع المحور الأفقى، أى أن العلاقة بين المتغيرين ليست علاقة خطية واضحة، ولتأكيد هذا الاستنتاج ننظر إلى قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط لبيرسون الذى كان (٠.٠١٣) والذى يعنى وجود علاقة خطية ضعيفة، وثبت من اختبار معنوية هذا المعامل أن هذه القيمة ليست ذات دلالة إحصائية.

(٨-٢-٢) معامل الارتباط الجزئى Partial Correlation:

يفضل استخدام معامل الارتباط الجزئى على معامل الارتباط البسيط فى كثير من البحوث العلمية، ذلك لأن معامل الارتباط الجزئى يبين نسب تأثر المتغير التابع بمتغير مستقل معين مع ثبات تأثير باقى المتغيرات المستقلة (المفسرة) الأخرى على المتغير التابع، أما معامل الارتباط البسيط فإنه يبين تأثير متغير مستقل معين فى المتغير التابع مع إهمال تأثير باقى المتغيرات المفسرة على المتغير التابع (وهذا يخالف أبسط قواعد البحث العلمى)، فى حين يبين معامل الارتباط المتعدد نسبة تأثر المتغير التابع بالمتغيرات المفسرة كلها مجتمعة. ولتوضيح ذلك نفترض المثال التالى:

بفرض أنه لدراسة العلاقة بين مرض تصلب الشرايين (ص) ومرض السكر (س١) اختيرت عينة عشوائية من (١٠٠) شخص عمر كل منهم يزيد على (٥٠) سنة، وتم إيجاد معامل الارتباط البسيط بين ص، س١ فوجد أنه = ٠.٣٠ (بمعنى أن هناك علاقة طردية بسيطة أو ضعيفة)، وقد تم اختبار معنوية هذا العلاقة ووجدت أنها علاقة معنوية، أى أن مرض السكر يؤثر تأثيرًا جوهريًا فى تصلب الشرايين.

ولكن النظرة العلمية الدقيقة لهذه الدراسة توضح أنه يوجد متغير آخر يؤثر فى كل من مرض السكر ومرض تصلب الشرايين، ألا وهو العمر، فتكون الدراسة العلمية السليمة هى اختبار جوهرية الارتباط الجزئى (وليس البسيط) بين مرض تصلب الشرايين (ص) ومرض السكر (س١) مع تثبيت تأثير العمر (س٢)، وبعد إجراء اختبار الجوهرية تبين أن معامل الارتباط الجزئى غير جوهرى إحصائيًا، أى أنه فى ظل وجود متغير العمر (س٢) واستبعاد تأثيره المباشر فى مرض الشرايين، لا توجد علاقة جوهرية بين مرض السكر ومرض تصلب الشرايين، وهذا يخالف ما تم التوصل إليه عند استخدام معامل الارتباط البسيط.

معامل الارتباط شبه الجزئى Part of Semi-partial Correlation:

تعتبر معاملات الارتباط شبه الجزئية مهمة فى تقييم الأهمية النسبية للمتغيرات فى التنبؤ بالمتغير التابع. والاختلاف الأساسى بين معاملات الارتباط الجزئية ومعاملات الارتباط شبه الجزئية، هو أنه فى الحالة الأولى نستبعد أثر المتغير المستقل عن المتغيرين التابع والمستقل، بينما فى حالة معامل الارتباط شبه الجزئى يتم استبعاد أثر أحد المتغيرين المستقلين عن متغير مستقل آخر فقط.

فمثلاً: إذا كان معامل الارتباط البسيط بين معدل الادخار السنوى (س١) وعدد الأطفال فى الأسرة (س٢) يساوى (-٠.٧٦) بينما كان معامل الارتباط البسيط بين الدخل السنوى (س٣) والادخار السنوى (س١) يساوى (٠.٨٣)، وكان معامل الارتباط بين عدد الأطفال فى الأسرة والدخل السنوى (س٣) يساوى (-٠.٣٦)، فقد يكون من المفيد إيجاد مقدار معامل الارتباط بين الادخار وعدد أطفال الأسرة إذا بقى تأثير الدخل ثابتًا.

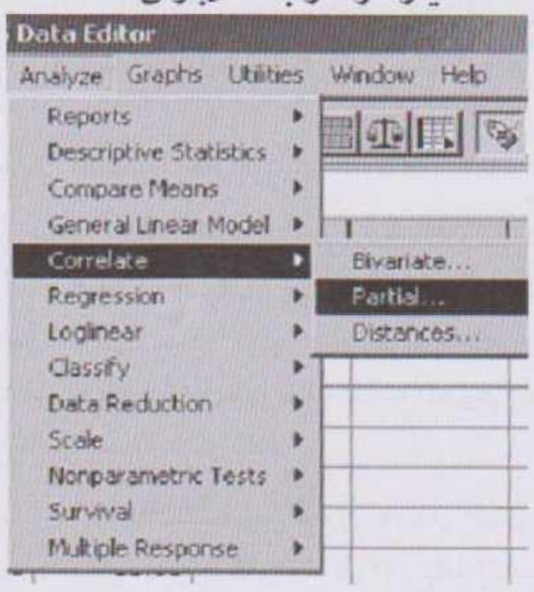
وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية الحصول على معامل الارتباط الجزئى، واختبار معنوية قيمته، وكيفية قراءة وتفسير النتائج، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٨-٢) فى ملف بيانات "الارتباط الجزئى" الموجود فى قاعدة البيانات المرفقة مع هذا الكتاب، أوجد معامل الارتباط الجزئى بين ضغط الدم ووزن الجسم، بعد استبعاد أثر العمر ومعامل الارتباط الجزئى بين ضغط الدم والعمر، بعد استبعاد أثر وزن الجسم. ثم اختبر معنوية هذه المعاملات.

الحـــــــــــل

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم نختار أمر Correlate من قائمة Analyze ثم نختار أمر Partial كما هو موضح فى الشكل التالى:

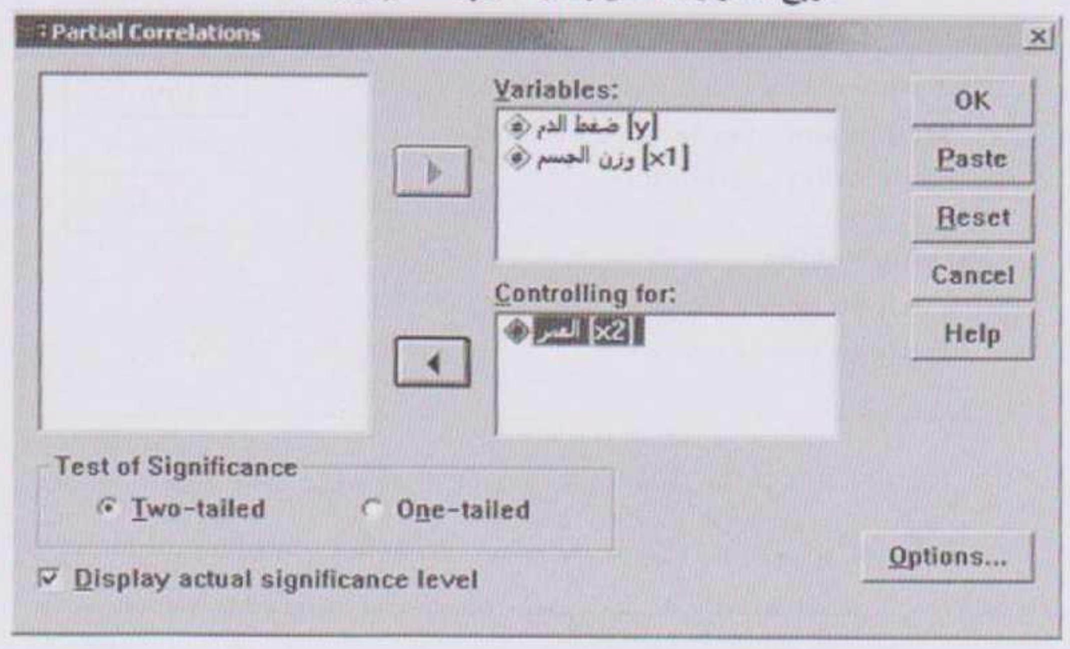
(شكل رقم ٨-٩)
اختيار أمر الارتباط الجزئى Partial



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Partial Correlations، وفيه نختار المتغيرات - من قائمة المتغيرات - التى نريد إيجاد معاملات الارتباط لها، ويجب ملاحظة أن برنامج SPSS لا يميز بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة ويترك هذا الأمر للباحث، لذلك نختار المتغيرين اللذين نريد إيجاد الارتباط الجزئى بينهما (وليكن ضغط الدم، ووزن الجسم) ونضعهما فى مستطيل Variables، أما المتغير المستبعد تأثيره (وليكن العمر) فنضعه فى مستطيل Controlling for. انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-١٠)

مربع الحوار الخاص بأمر الارتباط الجزئى Partial



- فى الشكل السابق يوجد اختياران: الاختيار الأول Test of Significance وهو الخاص باختبار معنوية معامل الارتباط المستخدم، ونقوم فيه بتحديد أحد الخيارين إما أن يكون الاختبار من طرف واحد One-tailed أو يكون الاختبار من طرفين Two-tailed لابد من تحديد اختيار واحد فقط) وذلك يتوقف على السؤال البحثى (أو فرضية البحث)، هل يبحث فى معنوية أو عدم معنوية العلاقة فقط بصرف النظر عن اتجاهها (طردية أم عكسية). أى أن الفرض البديل فرض غير موجه (≠ صفر)، وبالتالى نختار هنا Two-tailed. أما أن السؤال البحثى (أو فرضية البحث) يبحث فى اتجاه العلاقة أيضًا، أى أن الفرض البديل فرض موجه (أكبر من أو أقل من)، وبالتالى نختار هنا One-tailed. هنا فى هذا المثال نفترض أن السؤال البحثى لا يهتم باتجاه العلاقة، وبالتالى نختار Two-tailed.

أما الاختيار الثانى فهو خاص بـ Flag significant Correlations ويعنى إعطاء إشارة معينة (*) فى النتائج فى حالة ما إذا كان الارتباط معنويًا وفى حالة ما إذا كان الارتباط غير معنوى لا تعرض الإشارة. كما يوجد فى النافذة السابقة اختيار آخر، وهو Option فبالضغط عليه تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-١١)

مربع الحوار الخاص بالاختيارات Options فى أمر الارتباط الجزئى Partial

Partial Correlations: Options

Statistics
- [ ] Means and standard deviations
- [x] Zero-order correlations

Missing Values
- (•) Exclude cases listwise
- ( ) Exclude cases pairwise

Continue | Cancel | Help

ومن هذا المربع الحوارى (شكل ٨-١١) نستطيع اختيار ما يلى:

١- الإحصاءات Statistics: تمكننا من اختيار أحد هذين الاختيارين أو كليهما:

أ - Means and Standard Deviations: يعنى حساب الوسط الحسابى والانحراف المعيارى لكل متغير، ويتم ظهور عدد الحالات التى ليس لها قيم مفقودة.

ب - Zero-order correlations: تعنى إيجاد مصفوفة تحتوى على جميع معاملات الارتباط البسيطة (بيرسون) بين كل زوجين من المتغيرات بما فيها المتغيرات المستبعدة.

٢- كيفية التعامل مع القيم المفقودة Missing Values: سبق الحديث عن كيفية التعامل مع القيم المفقودة فيما سبق.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Partial Correlations، ثم أخيرًا نضغط على .O.K فنحصل على النتائج التالية:

- الجدول الأول (جدول ٨-٧) يحتوى على النتائج الخاصة (القيمة والمعنوية) بمعاملات الارتباط البسيطة بين كل زوجين من المتغيرات، بما فيها المتغيرات المستبعدة. فنجد أن قيمة معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) هو (٠,١٩٥٤) بقيمة احتمالية (٠,٥٨٩) مما يدل على أن العلاقة ضعيفة وغير معنوية. بينما نجد أن معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، والعمر (x2) هو (٠,٧٧٢٢) بقيمة احتمالية

(٠,٠٠٩) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠,٠١). كما نجد أن معامل الارتباط البسيط بين وزن الجسم (x1)، والعمر (x2) هو (-٠,٢٧٧٤) بقيمة احتمالية (٠,٤٣٨) مما يدل على أن العلاقة عكسية وضعيفة وغير معنوية.

(جدول رقم ٨-٧)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط البسيطة بين كل زوجين من متغيرات ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1)، العمر (x2)

Zero Order Partials

	Y	X1	X2
Y	1.0000	.1954	.7722
	(0)	(8)	(8)
	P= .	P= .589	P= .009
X1	.1954	1.0000	-.2774
	(8)	(0)	(8)
	P= .589	P= .	P= .438
X2	.7722	-.2774	1.0000
	(8)	(8)	(0)
	P= .009	P= .438	P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

- أما الجدول الثانى (جدول ٨-٨) فيحتوى على النتائج الخاصة (القيمة والمعنوية) بمعاملات الارتباط الجزئية وهى هنا بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) بعد استبعاد العمر (x2)، فكانت القيمة هى (٠,٦٧٠٩) بقيمة احتمالية (٠,٠٤٨) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠,٠٥).

(جدول رقم ٨-٨)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط الجزئية بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) بعد استبعاد العمر (x2)

```
--- PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS
---

Controlling for..  X2

            Y            X1

Y           1.0000       .6709
            (     0)     (     7)
            P = .        P= .048

X1          .6709        1.0000
            (     7)     (     0)
            P = .048     P = .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed
```

ملحوظة: معامل الارتباط البسيط بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) هو (٠,١٩٥٤) بقيمة احتمالية (٠,٥٨٩) مما يدل على أن العلاقة ضعيفة وغير معنوية. بينما كان معامل الارتباط الجزئى بين ضغط الدم (y)، ووزن الجسم (x1) بعد استبعاد العمر (x2)، فكانت القيمة هى (٠,٦٧٠٩) بقيمة احتمالية (٠,٠٤٨) مما يدل على أن العلاقة قوية ومعنوية عند مستوى دلالة (٠,٠٥). أى أنه فى ظل وجود متغير العمر واستبعاد تأثيره المباشر فى ضغط الدم، فتوجد علاقة جوهرية بين ضغط الدم ووزن الجسم، وهذا يخالف ما تم التوصل إليه عند استخدام معامل الارتباط البسيط.

(٨-٣) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الرتبى:

رأينا فيما سبق أن معامل ارتباط بيرسون يتطلب أن يكون كلا المتغيرين فى صورة رقمية، ولكن هناك بعض الظواهر أو المتغيرات (خاصة فى العلوم الاجتماعية والتربوية) قد تكون معروضة على أساس التوزيع الترتيبى فقط، فمثلاً تقديرات الطلاب (ممتاز، جيد جداً، جيد، مقبول، ضعيف، ضعيف جداً) أو المستوى الاقتصادى (منخفض، متوسط، مرتفع) أو المستوى التعليمى (أمى، يقرأ ويكتب، تعليم متوسط، تعليم عالٍ) أو درجة

الموافقة (معارض، محايد، موافق) أو ... وهكذا. وفى هذا الصدد يوجد عدة مقاييس لبيان الارتباط بين هذه المتغيرات نعرض منها ما يلى:

(٨-٣-١) معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman's Coefficient of Rank Correlation:

يهدف إلى قياس التغير الاقترانى القائم بين ترتيب الأفراد أو الأشياء بالنسبة لصفة ما، وترتيبهم بالنسبة لصفة أخرى، ففى كثير من الأحيان يصعب قياس متغير ما رقمياً ولكن يسهل تعيين رتب للصفة أو المميز المراد دراسته عن هذا المتغير. فمثلاً إذا كان لدينا عشر إستراتيجيات لتطوير التعليم وأردنا التمييز بين هذه الأنواع من الإستراتيجيات من حيث الأهمية، نجد أنه يسهل على المحكم ترتيب الإستراتيجيات من الدرجة ١ إلى الدرجة ١٠، وربما صعب على المحكم إعطاء درجة عددية لكل إستراتيجية من الإستراتيجيات، وينطبق هذا الأمر على العديد من الأمور التربوية والاجتماعية وغيرها. وفى مثل هذه الحالات يتعذر استعمال معامل بيرسون لعدم توافر البيانات الكمية (الرقمية) عن أفراد المجموعة، فى هذه الحالة يمكن استعمال معامل ارتباط الرتب الذى يقيس الارتباط بين رتب المتغيرين محل الدراسة. ويتم إيجاد معامل سبيرمان عن طريق ترتيب كل من المتغيرين ترتيباً تصاعدياً (أو تنازلياً)، ثم يتم احتسابه باستخدام صيغة رياضية معينة. وعلينا بعد حساب معامل ارتباط سبيرمان من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له، باستخدام اختبار معنوية (دلالة) معامل ارتباط الرتب (سبيرمان).

بعض الملاحظات على معامل ارتباط الرتب (سبيرمان):

١- يفضل استخدام معامل ارتباط الرتب "سبيرمان" فى حالة العينات التى لا يتجاوز حجم العينة فيها (٣٠) مفردة.

٢- يمكن استخدامه (معامل سبيرمان) إذا كان أحد المتغيرات أو كلاهما من النوع النسبى، وذلك بعد تحويل القيم إلى رتب.

٣- يعد معامل ارتباط سبيرمان حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، ولا يفترض أى افتراضات مثل التى يفترضها بيرسون (خطية العلاقة بين المتغيرين، مدى تجانس كل من المتغيرين، حجم عينة كبيرة نسبياً أكبر من (٣٠) مفردة، شكل توزيع المتغيرين) لذلك يفضل استخدامه حتى فى حالة البيانات الكمية إذا كان حجم العينة صغيراً (أقل من ٢٠) أو كان توزيع القيم ملتوياً التواءً حاداً (أكثر من ٦٠٪) موجباً أو سالباً (مراد، ٢٠٠٠م: ١٦٢).

٤- عند ترتيب المتغيرين المراد تعيين معامل سبيرمان بينهما يجب أن يتم الترتيب بنفس الطريقة للمتغيرين معًا (من الأصغر إلى الأكبر أو من الأكبر إلى الأصغر) ولا يصح ترتيب أحد المتغيرين بطريقة (من الأصغر إلى الأكبر مثلاً) والمتغير الآخر بطريقة أخرى (من الأكبر إلى الأصغر).

٥- عند حساب الفروق بين الرتب (ف) يجب طرح رتب المتغيرين فى اتجاه واحد بالنسبة لجميع أفرد العينة، إما رتب المتغير الأول - رتب المتغير الثانى لكل أفراد العينة، أو رتب المتغير الثانى - رتب المتغير الأول لكل أفراد العينة أيضًا.

(٨-٣-٢) معامل ارتباط جاما (Gamma):

يستخدم أيضًا لقياس قوة واتجاه العلاقة (الارتباط) بين متغيرين ترتيبيين، وخصوصًا عندما يكون عدد أزواج القيم للمتغيرين كبيراً مع احتمالية زيادة ظاهرة تكرار بعض القيم فى نفس المتغير، والتى أطلقنا عليها حالة البيانات المتساوية (ذات الصلة) Tied Data، وقد قدمه العالمان جودمان وكروسكال (١٩٤٥) Goodman and Kruskal ولحسابه لابد من وضع البيانات فى صورة جدول تكرارى مزدوج مكون من عدد من الصفوف (عدد أوجه أحد المتغيرات) وعدد من الأعمدة (عدد أوجه المتغير الآخر) مع مراعاة ترتيب أوجه المتغيرين ترتيبًا تصاعديًا (أو تنازليًا). ومعامل ارتباط جاما تنحصر قيمته بين (-١ & +١) الإشارة تحدد اتجاه العلاقة فقط، أما القيمة فتحدد قوة هذه العلاقة، ولا توجد حدود عامة لتفسير القيم بين (صفر، ١) ولكن يمكن الاسترشاد بما يلى (زايد،٢٠٠٤م: ١٧٢).

(جدول رقم ٨-٩)

قوة معامل ارتباط جاما بدلالة القيمة العددية له

القيمة	التفسير
أقل من ٠.٣	ارتباط ضعيف
من ٠.٣ إلى أقل من ٠.٥	ارتباط متوسط
من ٠.٥ إلى أقل من ٠.٧	ارتباط قوى
من ٠.٧ إلى ١	ارتباط قوى جداً

وعلينا بعد حساب معامل ارتباط جاما من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له، باستخدام اختبار معنوية (دلالة) معامل ارتباط جاما.

بعض الملاحظات على معامل ارتباط جاما:

١- لا يشترط أن يكون عدد أوجه المتغير الأول (وليكن عدد الصفوف) مساويًا لعدد أوجه المتغير الثانى (عدد الأعمدة).

٢- يمكن استخدام معامل ارتباط جاما إذا كان أحد المتغيرين من النوع الفئوى أو النسبى، ولكنه على هيئة فئات مرتبة (مثل فئات درجات الطلاب أو فئات العمر أو ... إلخ)، والمتغير الآخر متغير ترتيبى.

٣- فى حالة الجدول المكون من صفين وعمودين (٢-٢) فإن صيغة معامل ارتباط جاما تصبح هى نفسها صيغة معامل ارتباط آخر يسمى معامل يول Yule.

وهناك مقاييس أخرى تعتمد على تلازم زوجى القيم كما هو الحال فى معامل ارتباط جاما نذكر منها:

(٨-٣-٣) معاملات ارتباط كندال Kendall - Correlation Coefficients:

هذه المعاملات تستخدم أيضًا لقياس قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين ترتيبيين. وقد قام بتقديمها العالم كندال عام ١٩٣٨ ويرمز لها بالرمز tau وينطق (تو) وقد قدم كندال عدة صيغ (معاملات) لقياس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية، وتختلف هذه الصيغ باختلاف الطريقة التى يعالج بها مشكلة القيم المتساوية للمتغير الواحد، والتى تعرف باسم Tied Data، فهناك:

١- معامل ارتباط كندال من النوع أ (تو أ tau - a):

تتراوح قيمته ما بين (-١، ١)، إلا أنه فى حالة وجود قيم تتساوى لها الرتبة أو تتكرر فإن قيمة هذا المعامل لا تصل إلى الحد الأقصى، أو ما نسميه بالارتباط التام ±١، ويعتبر هذا من المآخذ على هذا النوع من معاملات كندال (الشربينى، ١٩٩٠م؛ ٩٧). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع (أ) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

٢- معامل ارتباط كندال من النوع ب (تو ب tau - b):

نظرًا لأنه من الممكن أن توجد أكثر من قيمة لها نفس الرتبة، مما يجعل قيمة معامل كندال من النوع أ لا تصل إلى الحد الأقصى، مما يجعل قيمته مضللة بعض الشىء؛ لذا

قام كندال بإجراء بعض التعديل للتغلب على هذه المشكلة وتوصل إلى صيغة أخرى أطلق عليها معامل ارتباط كندال من النوع (ب)، وتتراوح قيمة (تو ب) ما بين (−١، ١). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع (ب) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

٣- معامل ارتباط كندال من النوع جـ (تو جـ tau - c):

عندما يكون عدد الأعمدة لا يساوى عدد الصفوف لا يجب اتباع القانون السابق، بل يوجد ما يسمى قانون كندال من النوع الثالث، أو معامل ارتباط كندال من النوع (جـ). وعلينا بعد حساب معامل ارتباط كندال من النوع (جـ) من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

ملاحظات:

- مقياس سومرس Somers'd:

إن مقياس سومرس Somers' d هو مقياس غير متماثل (اتجاهى) لامتداد مقياس جاما، فيعتبر هذا المقياس ملائمًا جدًا عندما يكون الدور الذى يقوم به كل من المتغير التابع والمتغير المستقل واضحًا. ويستخدم هذا المقياس دائمًا مع القياس الترتيبى.

- معامل اتفاق كندال Kendall Coefficient of Concordance (W):

فيما دار من مناقشات عند الحديث عن معاملى ارتباط سبيرمان وكندال كنا نتحدث عن العلاقة بين متغيرين ترتيبيين، ولكن أحيانًا وفى الحياة العملية تكون الحاجة ملحة للحديث عن العلاقة بين أكثر من متغيرين من خلال رتب كل متغير. وقد يتجه البعض لحساب ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثانى، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثالث، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الرابع ....، ثم ارتباط رتب المتغير الثانى برتب المتغير الثالث، ثم ارتباط رتب المتغير الثانى برتب المتغير الرابع ... وهكذا، وفى النهاية نأخذ متوسط معاملات الارتباط الناتجة. إلا أن هذا الأمر يحتاج لمزيد من الجهد فى المعالجات، فضلاً عن الوقت، لذلك قام كندال عام ١٩٣٩ بتقديم مقياس يستطيع قياس درجة الاتفاق بين عدة مجموعات من الرتب.

فمثلاً نفترض أننا عرضنا مجموعة من البنود أو العبارات التى تمثل أهم تحديات العملية التعليمية (ك) على مجموعة من الخبراء (ن) بهدف الكشف أو التعرف على أى من

هذه البنود (التحديات) تأتى فى المقدمة أو أفضل من غيرها، وهل يتفق الخبراء فى ذلك، علمًا بأنهم خبراء فى مجال التعليم. أو نفترض أننا أجرينا عدداً من الاختبارات (ك) الخاصة بعدة مقررات (الإحصاء، والإدارة، والاقتصاد، ...) على عدد من الطلاب (ن) وقد طلب من الممتحن ترتيب درجات هؤلاء الطلاب وفقًا لتقدير كل اختبار لهؤلاء الطلاب. ونفترض أننا عرضنا البيانات السابقة فى جدول مكون من (ن) من الصفوف، (ك) من الأعمدة، وبذلك تتكون خلايا الجدول من الأعداد التى تناظر رتب الأفراد أو الأشياء التى قدرها المحكمون. فى مثل هذه الحالات يوجد معامل يسهل مثل هذه الإجراءات، وهذا المعامل قدمه كندال عام ١٩٣٩ ويستخدم لقياس درجة الاتفاق بين عدة مجموعات من الرتب، وهو نافع بصفة خاصة فى دراسات التحكيم لتوضيح درجة الاتفاق بين عدة محكمين فى تقييمهم للأشياء أو الأشخاص، أو لتقييم المديرين أو المشرفين أو العمال أو اللاعبين ... إلخ، و يسمى هذا المعامل بمعامل اتفاق كندال.

وعلينا بعد حساب معامل اتفاق كندال من بيانات العينة أن نتعرف على الدلالة الإحصائية له.

(٨-٤) مقاييس الارتباط إذا كان كل من المتغيرين من المستوى الاسمى:

هناك الكثير من المتغيرات التى لا يمكن قياسها – أى ليست كمية – أو حتى مجرد تقسيمها فى رتب – أى ليست ترتيبية – وإنما كل ما هو ممكن هو تقسيم المتغير إلى مجموعات يكون فيها لكل مجموعة صفة مميزة له، والأمثلة على ذلك كثيرة، فالحالة الاجتماعية يمكن تقسيمها إلى (متزوج – أعزب – مطلق – أرمل)، والنوع يتم تقسيمه إلى (ذكور – إناث). وهذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات الاسمية أو الكيفية، وهناك عدد كبير من المقاييس الإحصائية التى يمكن استخدامها لبيان مدى العلاقة أو الارتباط بين هذه المتغيرات الكيفية نذكر منها ما يلى:

(٨-٤-١) مقاييس تعتمد على حسابات إحصاء مربع كاى (كا^{2}) (المقاييس المتماثلة):

هناك مجموعة من المقاييس المتماثلة (بمعنى أن معامل الارتباط بين س، ص هو نفسه معامل الارتباط بين ص و س، أى لا تفرق بين المتغير المستقل والمتغير التابع) التى تستخدم لدراسة العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات الكيفية، وتعتمد فى حساباته على إحصاء مربع كاى (كا^{2}) السابق تناوله فى الفصول السابقة.

وعند تطوير مقاييس الارتباط التى تعتمد على إحصاء كا[٢] كانت هناك محاولة لجعل قيمة المقياس تتراوح بين الصفر، والواحد الصحيح. ومن أشهر هذه المقاييس:

معامل ارتباط فاى ϕ Phi Coefficient

معامل كرامر V Cramer's Coefficient

معامل التوافق Contingency Coefficient

ويلاحظ أن هذه المعاملات لا تعطى نتائج متفقة دائمًا إلا فى حالة الجداول المزدوجة (جداول الاقتران) والمكونة من صفين وعمودين (٢×٢) فإن نتائج معامل ارتباط فاى، وكرامر يكونان متشابهين فى هذه الحالة.

١- معامل ارتباط فاى ϕ Phi Coefficient:

يستخدم إذا كانت البيانات فى صورة متغيرين كل منهما ينقسم انقسامًا ثنائيًا فى صورة اسمية مثل (ذكر- أنثى)، (سعودى، غير سعودى)، (نعم، لا)، (راسب، ناجح)، ... أو **حولت المتغيرات الكمية المتصلة إلى متغيرات ثنائية**. وكان الهدف دراسة العلاقة بين هذين المتغيرين. و تتراوح قيمة معامل فاى بين (الصفر، جذر ك)، حيث ك هى القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة).

ولمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء كا[٢].

٢- معامل كرامر Cramer's Coefficient:

يعالج معامل كرامر مشكلة الحد الأعلى لمعامل فاى، بحيث يجعله واحدًا صحيحًا، وبالتالى يكون معامل كرامر محصورًا بين الصفر، والواحد الصحيح، وكلما زاد على (٠.٥) واقترب من الواحد دل ذلك على قوة العلاقة.

ولمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء كا[٢].

معامل التوافق (ق) Contingency Coefficient:

من أكثر معاملات الارتباط استخدامًا لقياس قوة العلاقة بين المتغيرات الاسمية، والحد الأدنى لقيمته هو الصفر (عندما يكون المتغيران مستقلين) وهذا يدل على عدم وجود

ارتباط، والحد الأعلى هو جذر [(ك – ١) / ك]، حيث ك تمثل القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة)، وبالتالى عند تفسير قوة العلاقة يوجد طريقتان:

الطريقة الأولى: مقارنة قيمة معامل التوافق (ق) بالقيمة العظمى له وليس بالواحد الصحيح، فمثلاً إذا كانت قيمة معامل التوافق المحسوب من بيانات العينة هى (٠,٥)، فإننا لتحديد قوة هذه العلاقة لا نقارن هذه القيمة بالواحد الصحيح، ولكن نقارنها بالقيمة العظمى السابق بيانها، ونفترض أنها كانت (٠,٧١) وبذلك نلاحظ أن العلاقة بين المتغيرين (ق = ٠,٥) تعتبر قوية بالنسبة للقيمة العظمى (٠,٧١) وليس بالنسبة للقيمة العظمى (الواحد الصحيح).

الطريقة الثانية: يتم قسمة معامل التوافق (ق) على حده الأقصى، ويرمز له فى هذه الحالة بالرمز (قَ) حيث:

$$\text{قَ} = \frac{\text{ق}}{\text{الحد الأعلى لـ (ق)}} \quad (٨-٣)$$

وتتراوح قيمة قَ حينذاك ما بين الصفر والواحد الصحيح، وعندئذ نقارن قيمة (قَ) بالقيمة العظمى لها وهى هنا الواحد الصحيح.

وأيضًا لمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية أم لا، علينا أن نبحث عن دلالة إحصاء كا^{٢}.

ملاحظات مهمة:

١- ينبغى أن يراعى الباحث الفروض التى يستند إليها اختبار دلالة مربع كاى قبل استخدام المقاييس التى تعتمد عليه فى دراسة الارتباط بين المتغيرات الاسمية، والمصنفة فى جداول الاقتران. وهذه الفروض هى: مستوى القياس الاسمى أو التصنيفى للمتغيرات، واستقلالية المشاهدات، وعشوائية العينات وكبر حجمها بدرجة تسمح بأن تكون التكرارات المتوقعة فى كل خلية من خلايا جداول الاقتران تكون أكبر من (٥)، ويفضل بعض العلماء أن تكون أكبر من (١٠) خاصة فى جداول الاقتران (٢×٢). (علام، ١٩٩٣م: ٢٧٣).

٢- لا تقتصر المقاييس السابقة على دراسة الارتباط بين المتغيرات الاسمية، وإنما يمكن استخدامها إذا كانت المتغيرات من مستوى قياس أعلى. فالمتغيرات الرتبية أو الفترية أو النسبية يمكن خفضها بحيث تصبح اسمية. فمثلاً الدخل وعدد سنوات التعليم متغيران من المستوى النسبي، فإذا أردنا دراسة العلاقة بينهما (التحقق من أن الدخل مستقل عن عدد سنوات التعليم)، فإنه يمكن تقسيم الدخل إلى ثلاثة مستويات مثلاً (مرتفع ومتوسط ومنخفض)، أو ثلاثة فئات مثلاً (أقل من ٢٠٠٠ ريال، من ٢٠٠٠ إلى أقل من ٦٠٠٠ ريال، ٦٠٠٠ ريال فأكثر)، كما يمكن تقسيم عدد سنوات التعليم إلى أربعة مستويات مثلاً (أقل من ثانوى، حاصل على الثانوية، قضى بعد السنوات فى الجامعة، تخرج من الجامعة)، وبذلك يمكن استخدام المقاييس السابقة على دراسة الارتباط بين هذين المتغيرين. (علام، ١٩٩٣م: ٢٧٣).

٣- عند استخدام المقاييس التى تعتمد على إحصاء (كا٢) وكان أكثر من (٢٠٪) من الخلايا لها تكرار متوقع أقل من (٥)، أو تظهر خلية واحدة بتكرار متوقع أقل من الواحد الصحيح، فإنه يفضل ضم الأعمدة أو الصفوف لبعض دون تأثير (الشربينى، ١٩٩٠م: ١٥٧ & Hopkins).

٤- يعاب على المقاييس (المعاملات) التى تعتمد على إحصاء (كا٢) أنها تظهر دائمًا وجود علاقات بين المتغيرات فى حالة العينات الكبيرة. وإذا تحقق ذلك بالفعل علينا أن نعتمد على مقاييس أخرى لقياس الارتباط بين المتغيرات الاسمية، وليكن معامل لمبدا المتماثل.

(٨-٤-٢) مقاييس تعتمد على التخفيض النسبى للخطأ (PRE) (المقاييس الاتجاهية) Directional Measures:

تستخدم هذه المقاييس الاتجاهية (بمعنى أن مقياس الارتباط بين س و ص لا يساوى مقياس الارتباط بين ص و س) لدراسة الارتباط بين متغيرين اسميين (أو متغير اسمى على الأقل) إذا كان الغرض هو تقدير المتغير التابع ص بدلالة المتغير المستقل س، أو بمعنى آخر قياس العائد عند التنبؤ بقيمة المتغير التابع عندما تكون قيمة المتغير الآخر المستقل معلومة. ونلاحظ أن اختيار المتغير على كونه تابعًا أو مستقلاً يتوقف كلية على طبيعة المشكلة محل الدراسة. وهذه المقاييس هى:

مقياس (معامل) لمبدا Lambda Coefficient

مقياس جودمان وكروسكال تاو Goodman and Kruskal's Tau

معامل عدم التأكد The Uncertainty Coefficient

وتتراوح القيمة الناتجة لهذه المقاييس ما بين الصفر، والواحد الصحيح، حيث تشير قيمة الصفر إلى أن معرفة المتغير المستقل لن تساعد فى التنبؤ بالمتغير التابع، وكلما اقتربت القيمة من الواحد دل ذلك على أن الدرجة التى يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل هى درجة عالية. وسوف نتعرض بشىء من التفصيل لمعامل ارتباط لمبدا الذى يرمز له بالرمز λ وقد قدمه العالم جتمان Guttmann عام ١٩٤١، لذا يسمى أحياناً معامل التنبؤ لجتمان.

معامل التنبؤ لجتمان (لمبدا) Guttmann's Coefficient of Predictability:

يرى جتمان أنه يمكن اعتبار الاقتران بين متغيرين هو مشكلة تخمين. فإذا اقترن متغير بمتغير آخر؛ فإن هذا يعنى أنه يمكن تخمين قيم أحد المتغيرين إذا علمنا قيم المتغير الآخر. وقيمة معامل الاقتران أو الارتباط تلخص الدرجة التى تسهم بها معرفتنا لقيم أحد المتغيرين فى تخمين قيم المتغير الآخر. فإذا أدت هذه المعرفة إلى التخمين بدرجة تامة من الثقة فإن قيمة هذا المعامل تساوى الواحد الصحيح. أما إذا لم يكن لهذه المعرفة أى فائدة على الإطلاق فى مثل هذا التخمين فإن قيمة هذا المعامل تساوى الصفر. أى أن زيادة قيمة معامل الاقتران أو الارتباط بين متغيرين تعنى زيادة قدرتنا على التخمين الدقيق لقيم أحد المتغيرين على أساس معرفتنا لقيم المتغير الآخر. ومعامل التنبؤ لجتمان يتفق وهذا الشرط، فهو معامل يحدد الدرجة التى يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل، ويتم حسابه بالصيغة التالية:

$$\text{معامل لمبدا} = \frac{\text{مقدار النقص فى الخطأ}}{\text{مقدار الخطأ الأصلى}} \qquad (٨-٤)$$

حيث يعبر المقام عن الخطأ فى تقدير المتغير التابع بدون معرفة المتغير الآخر المستقل (الخطأ الأصلى)، أما البسط فهو الخطأ فى تقدير المتغير التابع بدون معرفة المتغير الآخر المستقل مطروحاً منه الخطأ فى تقدير المتغير التابع بمعلومية المتغير الآخر المستقل (أى مقدار النقص فى الخطأ نتيجة لمعرفة قيمة المتغير الآخر المستقل).

اختبار معنوية (دلالة) معامل جتمان (لمبدا):

لمعرفة الدلالة الإحصائية لمعامل لمبدا يجب أن نكشف عن إحصاء كا^2، فإذا اتضح أنه دال إحصائيًا فإن هذا يعنى أن معامل لمبدا له دلالة إحصائية أيضًا، والعكس صحيح (الشربينى، ١٩٩٠م: ١٥٤).

ملاحظات مهمة:

١- معامل لمبدا الذى تم حسابه فيما سبق هو معامل اتجاهى (غير متماثل) يستخدم عندما يريد الباحث تخمين أحد أقسام المتغير التابع بمعلومية أقسام المتغير المستقل، أى أن التخمين يكون فى اتجاه واحد.. إلا أنه يوجد معامل لمبدا آخر ولكنه متماثل، ويستخدم عندما يريد الباحث تخمين أحد أقسام متغير بمعلومية أقسام متغير آخر والعكس صحيح، أى أن التخمين يكون فى كلا الاتجاهين (كما هو الحال فى المقاييس التى تعتمد على إحصاء كا^2).

٢- يفضل اللجوء لمعامل لمبدا المتماثل عوضًا عن المقاييس التى تعتمد على إحصاء (كا^2) فى حالة وجود بعض تكرارات خلايا الجدول بها أصفار.

(٨-٥) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى:

عرضنا فى الأقسام السابقة مقاييس الارتباط بين متغيرين كل منهما إما من المستوى الكمى (نسبى أو فئوى) أو المستوى الرتبى أو المستوى الاسمى. ولكن الباحث لا يضمن فى جميع الأحوال أن يكون المتغيران موضع الدراسة لهما نفس ميزان أو مستوى القياس، فأحيانًا يود الباحث أن يوجد درجة الارتباط أو الاقتران بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى، أو أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى، أو أحدهما من المستوى الرتبى والآخر من المستوى الكمى. وسوف نقتصر فى هذا القسم على عرض مقاييس الارتباط عندما يكون أحد المتغيرين من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الرتبى، أما مقاييس الارتباط فى الحالتين الأخريين فسوف نعرض لها بالتفصيل فى الأقسام التالية.

١- معامل الارتباط الثنائى للرتب Rank Biserial:

قدمه كوريتون Coreton عام ١٩٥٦ لقياس الارتباط بين متغيرين أحدهما رتبى (مثل ليكرت للاتجاهات) والآخر اسمى ثنائى أصيل مثل الجنس (ذكر- أنثى) أو الجنسية (سعودى- غير سعودى). وتتراوح قيمة هذا المعامل ما بين (- ١، ١)، ولكن نظراً لأن أحد المتغيرين فقط من المستوى الرتبى فإن الإشارة لا معنى لها، فإذا كانت موجبة فهى لا تعنى سوى أن رتب المجموعة الثانية أعلى من رتب المجموعة الأولى بنسبة كذا (على حسب القيمة)، والعكس صحيح.

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار مان - ويتنى فى القسم (٦-٢-٢) من هذا الكتاب.

٢- معامل ثيتا (θ) للارتباط Theta (Freeman) Coefficient:

يستخدم هذا المعامل لقياس قوة الارتباط (العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى (يشتمل على وجهين أو أكثر) والآخر من المستوى الرتبى. ومقدار هذا المعامل مبنى على أساس مدى تلقى الوحدات فى مستوى (فئة) معين من المتغير الاسمى - تقديراً أعلى للمتغير الترتيبى - عنه فى مستوى آخر من المتغير الاسمى.

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار كروسكال والاس فى القسم (٧-٢-٢) من هذا الكتاب.

(٨-٦) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى:

سوف نعرض فى هذا القسم مجموعة من المقاييس الإحصائية المهمة التى يمكن أن يستخدمها الباحث فى إيجاد درجة الاقتران (أو العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى.

وبالطبع يمكن أن يعتبر الباحث المتغير الكمى متغيراً رتبياً، ويحسب قيمة معامل θ (ثيتا) مثلاً، أو يعتبره متغيراً اسمياً ويحسب قيمة معامل التنبؤ لجتمان (لمبدا). ولكن استخدام أى من هذين المعاملين يؤدى بالطبع إلى فقد بعض المعلومات التى كان من الممكن أن يحصل عليها من بيانات بحثه، إذا استخدم المتغير الكمى بدلاً من اعتباره من النوع

الرتبى أو الاسمى. وفيما يلى نعرض لأهم المقاييس (المعاملات) التى تستخدم فى إيجاد درجة الاقتران (أو العلاقة) بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى والآخر من المستوى الكمى، وهى:

١- معامل الارتباط الثنائى المتسلسل Point Biserial:

عندما تستدعى الحاجة إلى دراسة الارتباط بين متغير اسمى ثنائى أصيل مثل (ذكر ١ - أنثى ٢)، (ناجح ١ - راسب ٢) مع متغير كمى متصل يمكن استخدام معامل الارتباط بيرسون، أو يمكن تطوير هذه المعادلة لتصبح بصيغة جديدة تعرف بمعادلة بوينت بايسيريال (النبهان: ٢٠٠١م؛ ص: ٢٣٣)، وقد قام بتقديم هذا المعامل العالمان ريتشارد سون وستالنكر Richarardson and Stalnaker فى عام ١٩٣٣- والجدير بالذكر أن معادلة بوينت بايسيريال هى حالة خاصة من معادلة ارتباط بيرسون، ولن تصل قيمة معامل بوينت بايسيريال الواحد؛ لأن توزيع المتغيرين مختلف تماماً (أحد المتغيرين اسمى ثنائى، والثانى كمى متصل)، وفى الواقع تتراوح قيمة هذا المعامل ما بين ± ٠,٧٩٨ (زايد، ١٩٩٢، ٤٠).

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار (ت) فى القسم (٦-٢-١) من هذا الكتاب.

٢- معاملات ارتباط أخرى اتجاهية تعتمد على بيانات تحليل التباين:

كما سبق أن أوضحنا عند دراسة تحليل التباين فى الفصل السابق أنه إذا كانت النسبة "ف" دالة إحصائياً، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو هنا المتغير الاسمى الذى له أكثر من وجهين) له تأثير معنوى فى المتغير التابع (وهو هنا المتغير الكمى)، ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين. وربما كانت دلالة "ف" إحصائياً لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين، وبالتالى يفضل تحديد قوة هذه العلاقة باستخدام معامل (ϵ) وتقرأ (إيبسلون). وهناك مقياس آخر يستخدم لتفسير قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع يعتمد على الكشف عن مقدار التباين فى قيم (درجات) المتغير التابع الذى يعزى إلى المتغير المستقل، وهو ما يسمى (ω^2) وتقرأ (أوميجا تربيع)، وبعد أخذ الجذر التربيعى له نحصل على ما يسمى بنسبة الارتباط Correlation Ratio، ويرمز لها بالرمز (η) وتقرأ إيتا (eta)، وهو يستخدم لقياس قوة الترابط بين المتغيرين، بمعنى ما إذا كانت العلاقة قوية (أكبر من ٠,٦٠) أم ضعيفة (أقل من ٠,٥٠) أم متوسطة (من ٠,٥٠ إلى ٠,٦٠).

كما أنه لا داعى لاختبار الدلالة الإحصائية لهذه المعاملات؛ لأنها لا تختلف عن الدلالة الإحصائية لقيم "ف" التى حصلنا عليها باختبار تحليل التباين.

ولمعرفة طريقة حساب هذا المعامل، ومعرفة الدلالة الإحصائية له، انظر اختبار تحليل التباين فى القسم (٧-٢-١) من هذا الكتاب.

(٨-٧) مقاييس الارتباط إذا كان أحد المتغيرين من المستوى الرتبى والآخر من المستوى الكمى:

سنعرض فى هذا القسم بعض مقاييس العلاقة عندما يكون أحد المتغيرين من المستوى الرتبى، والآخر من المستوى الكمى. وفى الحقيقة لا يوجد مقياس وحيد يمكن استخدامه لوصف درجة الارتباط بين هذين النوعين من المتغيرات، **ويمكن أن يتغاضى الباحث عن الميزان أو المستوى الكمى لأحد المتغيرين، ويعتبره من المستوى الرتبى، ويوجد مقدار العلاقة بين متغيرين من المستوى الرتبى باستخدام المقياس الإحصائى المناسب والسابق ذكرهما فى القسم (٨-٢)** (علام، ١٩٩٣م: ٤٧٠)، وبالطبع سوف يكون مثل هذا المقياس أقل حساسية للعلاقة القائمة بين المتغيرين الأصليين.

ويوجد مقياسان إحصائيان يناسبان بوجه خاص الموقف البحثى الذى يتطلب إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما من المستوى الرتبى والآخر من المستوى الكمى، هما معامل الارتباط المتسلسل المتعدد، ومعامل الارتباط المتسلسل المتعدد الحقيقى. ولكننا سوف نقتصر على المقياس الأول.

معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن Jaspen`s Coefficient of Multiserial Correlation:

قدمه جاسبن Jaspen عام ١٩٤٦ لقياس الارتباط بين متغير كمى وآخر ترتيبى، ويفترض أن المتغير الترتيبى يتبع التوزيع الاعتدالى بقدر الإمكان. ويقوم معامل جاسبن على فكرة تحويل المتغير الرتبى (س) إلى درجات معيارية، ثم حساب معامل ارتباط بيرسون بين قيم الدرجات المعيارية وقيم المتغير الكمى (ص)، ثم نقوم بتصحيح معامل الارتباط السابق بقسمته على قيمة الانحراف المعيارى للدرجات المعيارية للمتغير (س). وفى هذه الحالة يصبح معامل الارتباط لبيرسون بعد تصحيحه مساوياً معامل الارتباط المتسلسل المتعدد الذى اقترحه جاسبن (علام، ١٩٩٣م: ٤٧١). أى أن معامل الارتباط

المتسلسل المتعدد هو تعديلٌ لمعامل ارتباط بيرسون، والصورة الرياضية العامة التى يمكن أن يستخدمها الباحث لإيجاد معامل الارتباط المتسلسل المتعدد هى:

$$ر\ (جاسبن) = \frac{مجـ\ (\overline{ص}_م - ف)}{ع_ص - مجـ\ (ف^{٢} / ق)} \qquad (٨-٥)$$

$\overline{ص}_م$: تمثل متوسط قيم المتغير الكمى (ص) لكل مجموعة فرعية من مجموعات المتغير الرتبى (س).

ف = (أ.د - أ.ع) تمثل الفرق بين ارتفاعى المنحنى الطبيعى المعيارى اللذين يحدان المجموعة الفرعية من أسفل ومن أعلى.

$ع_ص$: تمثل قيمة الانحراف المعيارى للمتغير الكمى (ص).

ق: تمثل نسبة الحالات فى كل مجموعة فرعية من مجموعات المتغير الرتبى (س).

اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن:

وحيث إن معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن هو تعديلٌ لمعامل ارتباط بيرسون، فإنه من الممكن استخدام اختبار (ت) فى اختبار معنوية هذا المعامل، ذلك الاختبار الذى يستخدم أيضًا فى اختبار معنوية معامل بيرسون، وذلك كما يلى:

$$ت\ (المحسوبة) = ر\ (جاسبن) \times جذر \left[\frac{(ن - ٢)}{١ - ر^{٢}\ (جاسبن)} \right] \qquad (٨-٦)$$

وهذا المختبر الإحصائى يتبع توزيع ت بدرجات حرية (ن- ٢).

وبالتالى ولاختبار معنوية هذا المعامل نقارن قيمة المختبر الإحصائى بالقيمة المعيارية الجدولية (الحرجة) التى نأتى بها من جدول (ت) بناء على مستوى دلالة (معنوية) محدد (α)، وبناء على فرضية البحث (البديل) فيما إذا كانت فرضية البحث غير موجهة، بمعنى أن الفرضية تهتم فيما إذا كان هناك علاقة ذات دلالة معنوية أم لا ($\neq$) أى اختبار ذى طرفين

(ذيلين) (ت $_{\alpha/2}$) أما أنها فرضية موجهة، بمعنى أن الفرضية تهتم بالاتجاه، أى اختبار ذى طرف (ذيل) واحد (ت $_{\alpha}$).

فإذا كانت قيمة المختبر الإحصائى (ت) أقل من، أو تساوى القيمة الحرجة (الجدولية ت $_{\alpha/2}$ أو ت $_{\alpha}$) فإننا نقبل الفرض العدمي ونرفض فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط غير دالٍ أو غير معنوى أو غير جوهرى.

أما إذا كانت قيمة المختبر الإحصائى (ت) أكبر من، أو تساوى القيمة الحرجة (الجدولية ت $_{\alpha/2}$ أو ت $_{\alpha}$) فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط دال إحصائيًا.

مثال (٨-٣) فيما يلى درجات عينة من الطلاب فى الاختبار النهائى (ص) وفى أعمال السنة (س)، وكان القياس فى الاختبار النهائى كميًا أما فى أعمال السنة كان القياس ترتيبيًا. والمطلوب دراسة العلاقة بين الاختبارين بمستوى معنوية (١٪) .

(جدول رقم ٨-١٠)

درجات عينة من الطلاب فى الاختبار النهائى، وفى أعمال السنة

أعمال السنة	أ	أ	أ	جـجـ	جـجـ	جـجـ	جـجـ	جـ	جـ	جـ	جـ	جـ	م	م	ض
الاختبار النهائى	١٩	١٨	٢٢	١٩	٢٠	١٨	١٨	١٦	١٥	١٢	١٣	١٦	٦	٨	٥

حيث: (أ) تمثل امتياز، (ججـ) تمثل جيد جداً، (جـ) تمثل جيد، (م) تمثل مقبول، (ض) تمثل ضعيف.

الحـــــــــــــل

وحيث إن المتغيرين محل الدراسة أحدهما (س) ترتيبى، وهو تقدير أعمال السنة، والآخر كمى (ص)، وهو درجة الاختبار النهائى. فإن المقياس المناسب هنا لدراسة العلاقة بينهما هو معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن، ولحسابه نبدأ بإيجاد قيمة تباين للمتغير الكمى (ص)، ثم نأتى بجذره لنحصل على قيمة الانحراف المعيارى (ع ص) كما يلى:

$(\bar{ص}) = [\,(مجـ\ ص)\ /\ ن\,] = (٢٢٥\ /\ ١٥) = ١٠$ (٨-٧)

وحيث إن التباين $(ع^{٢}_{ص}) = [\,مجـ\ (ص - \bar{ص})^{٢}\ /\ ن - ١\,]$ (٨-٨)

$= [\,٣٧٨/١٤\,] = ٢٧$.

وبالتالى فإن الانحراف المعيارى $(ع_{ص})$ = جذر (٢٧) = ٥,٢٠ .

(جدول رقم ٨-١١)

جدول حساب الوسط الحسابى والانحراف المعيارى

ص	$(ص - \bar{ص})$	$(ص - \bar{ص})^{٢}$
١٩	(١٩ - ١٥) = ٤	١٦
١٨	(١٨ - ١٥) = ٣	٩
٢٢	(٢٢ - ١٥) = ٧	٤٩
١٩	(١٩ - ١٥) = ٤	١٦
٢٠	٥	٢٥
١٨	٣	٩
١٨	٣	٩
١٦	١	١
١٥	صفر	صفر
١٢	٣	٩
١٣	٢-	٤
١٦	١	١
٦	٩-	٨١
٨	٧-	٤٩
٥	١٠-	١٠٠
المجموع = ٢٢٥	مجـ $(ص-\bar{ص})$ = صفر	مجـ $(ص - \bar{ص})^{٢}$ = ٣٧٨

ثم نأتى بعد ذلك ببقية الحسابات اللازمة لتطبيق القانون، ونعوض فيه كما يلى:

ر (جاسبن) =	مجـ (ص̄م × ف) / عص − مجـ ($ف^2$ / ق)		(٨-٩)
ر (جاسبن) =	٤,٣٣ / ٠,٩٠٣ × ٥,٢٠		(٨-١٠)
ر (جاسبن) =	٤,٣٣ / ٤,٧٠	٠,٩٢ =	(٨-١١)

إذن هناك علاقة طردية وقوية بين تقدير أعمال السنة، ودرجة اختبار نهاية العام.

ملحوظة: كيفية حساب (أ. د) التى تمثل ارتفاع المنحنى الطبيعى المعيارى عند الحد الأدنى للفئة، أو بمعنى آخر الذى يحد المجموعة الفرعية من أسفل، (أ. ع) التى تمثل ارتفاع المنحنى الطبيعى المعيارى عند الحد الأدنى الأعلى، أو بمعنى آخر الذى يحد المجموعة الفرعية من أعلى. فمثلاً:

- إذا أردنا إيجاد الارتفاعين اللذين يحدان التقدير (امتياز) نرجع إلى جدول التوزيع الطبيعى المعيارى (جدول ١) ونبحث عن الارتفاع (العمود الثالث) الذى بعده (٠,٢٠) من الحالات، أى المساحة (٠,٨٠) من − ∞ إلى هذا الارتفاع (العمود الثانى فى الجدول) فنجد أن قيمة الارتفاع المناظر أ. د = (٠,٢٨) (العمود الثالث فى الجدول)، والارتفاع الذى دونه صفر من الحالات، وهو بالطبع = صفر (أ.ع = صفر).
- إذا أردنا إيجاد الارتفاعين اللذين يحدان التقدير (جيد جداً إلى امتياز) نرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى المعيارى (جدول ١) ونبحث عن الارتفاع الذى بعده (٠,٤٧ وهى عبارة عن ٠,٢٧+٠,٢٠) من الحالات، أى المساحة (٠,٥٣) من − ∞ إلى هذا الارتفاع (العمود الثانى فى الجدول) فنجد أن قيمة الارتفاع المناظر أ. د = (٠,٤٠) (العمود الثالث فى الجدول)، والارتفاع الذى دونه (٠,٢٠) من الحالات، وهو الذى سبق إيجاده، ويكون الحد الأدنى هنا هو الحد الأعلى، أى أن (أ.ع هنا هى نفسها أ. د للفئة السابقة = ٠,٢٨).

(جدول رقم ٨-١٢)

جدول حساب معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن

التقدير	قيم (ص)	ن	$(\overline{\text{ص}}_{\text{م}})$	ق	أ.د	أ.ع	ف	$\text{ف}^2/\text{ق}$	$(\overline{\text{ص}}_{\text{م}})\times\text{ف}$
أ	١٩ ، ١٨ ، ٢٢ ،	٣	١٩,٦٧	٠,٢٠	٠,٢٨	صفر	٠,٢٨	٠,٣٩٢	٥,٥١
جـجـ	١٩ ، ٢٠ ، ١٨ ، ١٨	٤	١٨,٧٥	٠,٢٧	٠,٤٠	٠,٢٨	٠,١٢	٠,٠٥٣	٢,٢٥
جـ	١٦ ، ١٥ ، ١٢ ، ١٣ ، ١٦	٥	١٤,٤	٠,٣٣	٠,٢٨	٠,٤٠	٠,١٢-	٠,٠٤٤	١,٧٣-
م	٨ ، ٦	٢	٧	٠,١٣	٠,١٣	٠,٢٨	٠,١٥-	٠,١٧٣	١,٠٥-
ض	٥	١	٥	٠,٠٧	صفر	٠,١٣	٠,١٣-	٠,٢٤١	٠,٠٦٥-
المجموع		١٥		١				٠,٩٠٣	٤,٣٣

ولاختبار معنوية هذا المعامل نقوم بحساب المختبر الإحصائى كما يلى:

$$\text{ت (المحسوبة)} = \text{ر (جاسبن)} \times \text{جذر}\left[\frac{(\text{ن} - ٢)}{١ - \text{ر}^{٢}\ \text{(جاسبن)}}\right] \qquad (٨-١٢)$$

$$\text{ت (المحسوبة)} = ٠,٩٢ \times \text{جذر}\left[\frac{(١٥ - ٢)}{١ - (٠,٩٢)^{٢}}\right] \qquad (٨-١٣)$$

$$\text{ت (المحسوبة)} = \frac{٣,٣٢}{٠,٣٩٢} = ٨,٥ \qquad (٨-١٤)$$

ومن جدول ت عند درجات حرية (ن-٢) أى (١٥-٢) = ١٣، نجد أن قيمة ت $_{\alpha}$ = ٢,٦٥٦ .
وحيث إن قيمة ت المحسوبة أكبر من ت الجدولية، فإننا نرفض الفرض العدمى ونقبل فرضية البحث، أى يقال إن الارتباط الطردى المحسوب من بيانات العينة السابقة هو ارتباط دال إحصائيًا.

ملحوظة: هناك مقياس آخر يسمى معامل الارتباط المتعدد الحقيقى ويتطلب تحقق فرض أن الفترات التى تفصل بين رتب المتغير الرتبى تكون متساوية، ونظرًا لصعوبة تحقق هذا الفرض فى كثير من البحوث الاجتماعية، فإنه لا يستخدم إلا نادرًا.

(٨-٨) بعض المقاييس الأخرى لدراسة العلاقة بين المتغيرين:

هناك مقاييس تستخدم لتوضيح العلاقة بين المتغيرين ولكن فى بعض الحالات الخاصة نذكر منها على سبيل المثال.

١ – مقياس كابا للاتفاق Kappa:

يستخدم عندما تحتوى الجداول على نفس المتغيرات فى الأعمدة والصفوف، بمعنى أنه يقيس الارتباط أو الاتفاق بين متغيرين لهما نفس الأوجه. وتعد كابا مقياسًا لبيان ما إذا كان الاتفاق بين التكرارات المشاهدة فى الخلايا الرئيسة وبين التكرارات المتوقعة يرجع إلى مجرد عامل الصدفة، أو أنه اتفاق حقيقى. ويحسب مقياس كابا فى حالة المتغيرات الاسمية أو الترتيبية بالصيغة التالية:

$$\text{كابا Kappa} = \frac{\text{ح (ش)} - \text{ح (ت)}}{\text{١} - \text{ح (ت)}} \qquad (\text{٨-١٥})$$

حيث: ح (ش) يعبر عن احتمال الاتفاق المشاهد، وهو عبارة عن مجموع النسب المشاهدة فى القطر الرئيس للجدول.

ح (ت) يعبر عن احتمال الاتفاق المتوقع فى ظل افتراض الاستقلال، وهو عبارة عن مجموع النسب المتوقعة على نفس القطر الرئيس للجدول.

وتتراوح قيمة مقياس كابا بين الصفر، والواحد. وبوجه عام يمكن الاسترشاد بما يلى عند تفسير قيمته:

(جدول رقم ٨-١٣)

قوة الاتفاق بدلالة القيمة العددية لمقياس كابا

القيمة	التفسير
أقل من (٠,٤٠)	هناك اتفاق ضعيف
من (٠,٤٠) إلى (٠,٦٠)	هناك اتفاق معقول
من (٠,٦٠) إلى (٠,٧٥)	هناك اتفاق ممتاز
أكثر من (٠,٧٥)	هناك اتفاق أكثر من ممتاز
١	هناك اتفاق تام

مثال (٨-٤) فى عينة عشوائية من طلاب الجامعة فى الولايات المتحدة الأمريكية، تم سؤالهم عن الحزب الذى ينتمون إليه والحزب الذى ينتمى إليه آباؤهم فكانت النتائج كما يلى:

(جدول رقم ٨-١٤)

بيان بالانتماءات السياسية لمجموعة من الطلاب فى أمريكا وانتماءات آبائهم

حزب الابن / حزب الأب	ديمقراطى	جمهورى	مستقل	المجموع
ديمقراطى	٦٠٤	٢٤٥	٦٧	٩١٦
جمهورى	١٣٠	٢٣٥	٧٦	٤٤١
مستقل	٦٣	١٨٠	٢٥٢	٤٩٥
المجموع	٧٩٧	٦٦٠	٣٩٥	١٨٥٢

المطلوب: هل هناك اتفاق بين الحزب الذى ينتمى إليه الأب والحزب الذى ينتمى إليه الابن؟

الحـــــــــــل

حيث إن الجدول الموضح يحتوى على نفس المتغيرات فى الصفوف والأعمدة، ونريد دراسة العلاقة بين المتغيرين، فإن المقياس المناسب هنا هو مقياس كابا. ولحساب مقياس كابا نبدأ بإيجاد ح (ش) الذى يمثل احتمال الاتفاق المشاهد، وهو عبارة عن مجموع النسب المشاهدة فى القطر الرئيس للجدول.

$$\text{ح (ش)} = \frac{(٦٠٤ + ٢٣٥ + ٢٥٢)}{١٨٥٢} = \frac{١٠٩١}{١٨٥٢} = ٠,٥٨٩ \quad (٨-١٦)$$

ولحساب ح (ت) الذى يمثل احتمال الاتفاق المتوقع، وهو عبارة عن مجموع النسب المتوقعة على نفس القطر الرئيسى للجدول، لابد أن نأتى أولاً بالتكرارات المتوقعة لعناصر القطر الرئيس كما يلى:

التكرار المتوقع كـت (لأى عنصر) = [(مجموع الصف × مجموع العمود) / المجموع الكلى]

كـت (٦٠٤) = [٩١٦ × ٧٩٧) / ١٨٥٢] = ٣٩٤,٢٠ ،

كـت (٢٣٥) = [٤٤١ × ٦٦٠) / ١٨٥٢] = ١٥٧,١٦ ،

كـت (٢٥٢) = [٤٩٥ × ٣٩٥) / ١٨٥٢] = ١٠٥,٥٨ ،

وبالتالى نجد أن:

$$\text{ح (ت)} = \frac{(٣٩٤,٢ + ١٥٧,١٦ + ١٠٥,٥٨)}{١٨٥٢} = \frac{٦٥٦,٩٤}{١٨٥٢} = ٠,٣٥٥ \quad (٨-١٧)$$

إذن معامل كابا يكون كما يلى:

$$\text{كابا Kappa} = \frac{\text{ح (ش)} - \text{ح (ت)}}{١ - \text{ح (ت)}} = \frac{٠,٥٨٩ - ٠,٣٣٥}{١ - ٠,٣٥٥} = ٠,٣٦٣ \quad (٨-١٨)$$

∴ هناك اتفاق ضعيف بين الآباء والأبناء من حيث الانتماء الحزبى.

وللتأكد من دلالة معامل كابا، يتم التأكد من دلالة إحصاء (كا[٢]) المقابل له.

٢ – تقدير المخاطرة Risk أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odds Ratio:

نسبة المفاضلة (الرجحان)، أو ما يسمى أحيانًا بمعدل الاحتمال، تستخدم لتوضيح العلاقة بين متغيرين من المتغيرات الوصفية (ترتيبية أو اسمية) فى جدول يحتوى على صفين وعمودين فقط (٢×٢).

أ	ب
جـ	د

وتحسب نسبة المفاضلة (ن. ف) بالطريقة التالية:

$$\text{(ن. ف)} = \frac{\text{أ} \times \text{د}}{\text{ب} \times \text{جـ}} \qquad (\text{١٩-٨})$$

وتتراوح قيمة (ن. ف) ما بين الصفر، ∞ ، فإذا كانت تساوى الواحد الصحيح فإن هذا يعنى أن المتغيرين مستقلان. أما إذا كانت (ن. ف) > ١ دل ذلك على أن احتمال النجاح يكون أكبر فى الصف الأول عنه فى الصف الثانى، فمثلاً إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٣) فإن هذا يعنى أن احتمال النجاح فى الصف الأول ثلاثة أضعاف النجاح فى الصف الثانى، وبالتالى الأشخاص فى الصف الأول أكثر حظًا للنجاح من الأشخاص فى الصف الثانى. أما إذا كانت (ن. ف) < ١ فإن هذا يعنى أن النجاح أقل حظًا فى الصف الأول عنه فى الصف الثانى. ويلاحظ أنه كلما بعدت قيمة الـ (ن. ف) عن الواحد الصحيح (فى أى اتجاه) كان هناك مستوى أعلى من الارتباط (التوافق أو الاقتران) بين المتغيرين، فمثلاً: إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٤) فإن هذا يبعدنا عن عدم الاستقلال عما إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٢)، وكذلك الحال إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٠,٢٥)، فإن هذا يبعدنا أيضًا عن عدم الاستقلال عما إذا كانت قيمة (ن. ف) = (٠,٥٠). كما يلاحظ أن معدل الاحتمال أو نسبة المفاضلة لا تتغير قيمتها إذا بدلنا وضع المتغيرين فى الجدول بمعنى أن الصفوف تصبح أعمدة، والأعمدة تصبح صفوفًا، بمعنى أننا نحصل على نفس القيمة عندما نعالج الأعمدة على أنها متغير استجابة (تابع) Response Variable والصفوف متغير استكشافى (مستقل) Exploratory Variable، أو نعالج الصفوف على أنها متغير تابع Response والأعمدة على أنها متغير مستقل Exploratory.

مثال (٨-٥) الجدول التالى يبين توزيع عينة عشوائية من (٢١٠) أفراد، لدراسة العلاقة بين النوع ومستوى الثقافة العامة:

(جدول رقم ٨-١٥)

عينة عشوائية من الأفراد لدراسة العلاقة ما بين مستوى الثقافة العامة والنوع

المستوى الثقافى / النوع	أعلى من المتوسط	متوسط أو أقل	المجموع
ذكور	٤٦	١٨	٦٤
إناث	٦٣	٨٣	١٤٦
المجموع	١٠٩	١٠١	٢١٠

والمطلوب: توضيح العلاقة بين المتغيرين.

الحـــــــــــل

حيث إن الجدول الموضح هو (٢×٢) ونريد توضيح العلاقة بين المتغيرين؛ فإن المقياس المستخدم هنا هو نسبة المفاضلة (معدل الاحتمال)، وذلك كما يلى:

$$\text{وحيث إن (ن. ف)} = \frac{\text{أ} \times \text{د}}{\text{ب} \times \text{جـ}} \qquad (٨-٢٠)$$

$$\text{إذن (ن. ف)} = \frac{٤٦ \times ٨٣}{١٨ \times ٦٣} = ٣,٣ \qquad (٨-٢١)$$

أى أن احتمال أن يكون الشخص مرتفع المستوى، إذا كان من الذكور هو ٣ أضعاف هذا الاحتمال إذا كان من الإناث، مما يدل على ارتفاع مستوى الثقافة العامة للذكور عنها فى الإناث.

(٨-٩) تطبيقات متنوعة باستخدام برنامج SPSS:

يوفر إجراء Crosstabs عدداً كبيراً من مقاييس الارتباط وفقًا للنوعيات المختلفة من البيانات (خصوصاً البيانات الاسمية والرتبية). ولتنفيذ هذا الإجراء نتبع ما يلي:

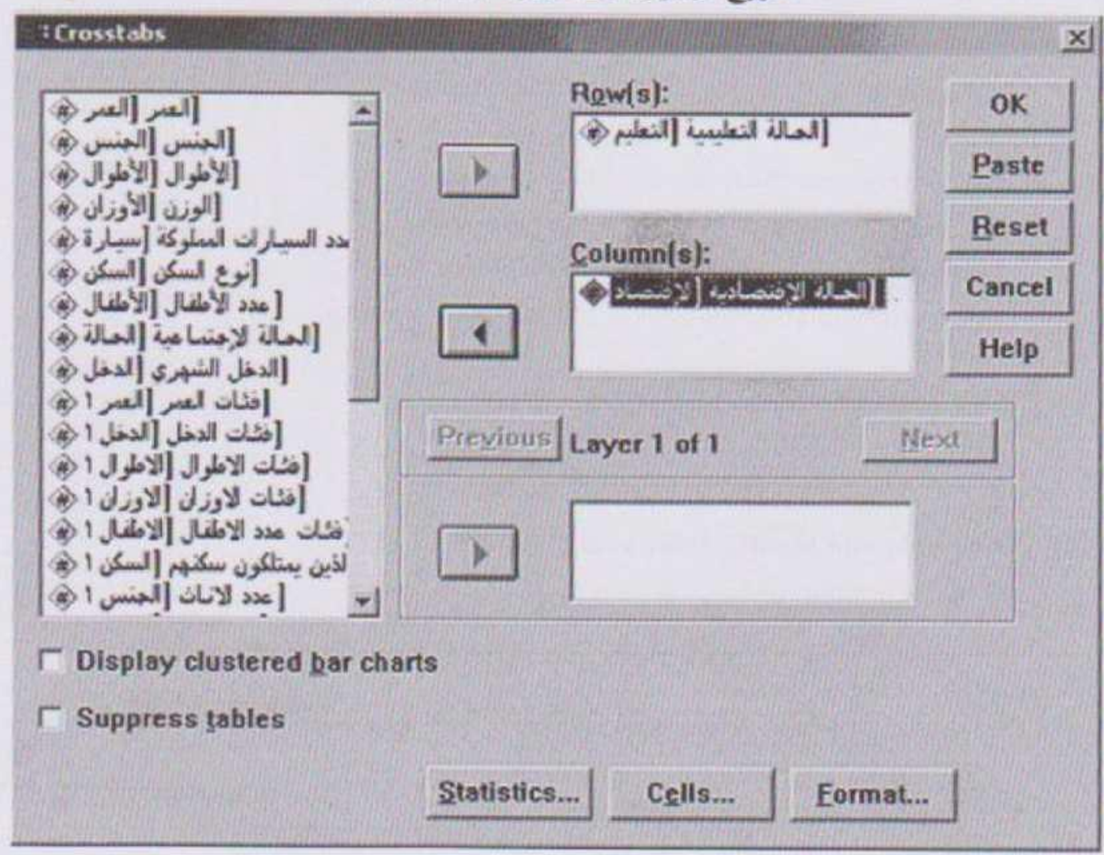
- نختار أمر Descriptive Statistics من قائمة Analyze ثم نختار أمر Crosstabs، كما هو موضح بالشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٢)
اختيار الأمر Crosstabs

- بعد القيام باختيار إجراء Crosstabs، سوف تظهر لنا النافذة الرئيسة الخاصة بـ Crosstabs، فنقوم بتحديد المتغير الذى سوف يظهر فى مربع الصفوف، وليكن الحالة التعليمية، والمتغير الذى سوف يظهر فى مربع الأعمدة، وليكن الحالة الاقتصادية، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-١٣)

مربع الحوار الخاص بأمر Crosstabs



– بعد أن قمنا باختيار المتغيرات، نقوم بتحديد ما نرغب من الاختيارات التالية:

الاختيار الأول: يساعدنا فى ظهور أو عدم ظهور الأعمدة المجزأة أو الجداول التكرارية، وذلك بالنقر على الذى نريد إظهاره من:

Display Clustered bar Charts.

Suppress tables.

الاختيار الثانى: يساعدنا فى اختيار مقاييس (معاملات) الارتباط المختلفة التى نرغب فى إظهارها، وذلك بالنقر على Statistics فتظهر لنا النافذة التالية Crosstabs: Statistics.

(شكل رقم ٨-١٤)

مربع الحوار الخاص بتحديد الإحصاءات Statistics المطلوبة الخاصة بأمر Crosstabs

Crosstabs: Statistics

☐ Chi-square　☐ Correlations　Continue　Cancel　Help

Nominal: ☐ Contingency coefficient ☐ Phi and Cramér's V ☐ Lambda ☐ Uncertainty coefficient

Ordinal: ☑ Gamma ☑ Somers' d ☑ Kendall's tau-b ☑ Kendall's tau-c

Nominal by Interval: ☐ Eta

☐ Kappa ☐ Risk ☐ McNemar

☐ Cochran's and Mantel-Haenszel statistics

Test common odds ratio equals: 1

يلاحظ أن هذه النافذة تحتوى على العديد من الاختيارات منها:

١ – كا٢ Chi-Square:

يستخدم فى حالة إجراء اختبارات الفروض الإحصائية الخاصة باستقلال المتغيرات، ويقوم هذا الاختيار بحساب التالى:

أ – Pearson Chi-Square

ب – Likelihood Ratio

ج – Fisher's Exact Test

د – Yates Corrected Chi-Square.

ويتم حساب (الاعتماد على) Fisher's Exact Test عندما يكون لدينا جدول مزدوج ذى صفين وعمودين، مع وجود خلايا تظهر فيها قيم متوقعة تقل عن (٥) مشاهدات. ويتم تطبيق Yates Corrected Chi-Square لجميع الجداول المكونة (٢-٢). أما بالنسبة للجداول التى تحتوى على أى عدد من الصفوف أو الأعمدة، فيتم الاعتماد على Pearson Chi-Square.

٢ – الارتباطات Correlations:

يستخدم عندما نرغب فى تنفيذ جداول، حيث تحتوى الصفوف والأعمدة على متغيرات كمية، وينتج عن هذا الأمر معامل الارتباط الخطى البسيط Pearson، ومعامل ارتباط سبيرمان Spearman، ومعامل ارتباط كندال Kendall's tau، إلا أن معامل سبيرمان ومعامل كندال يفضلان فى حالة المتغيرات الترتيبية.

٣ – الاسمى Nominal:

يستخدم إذا كنا نريد إيجاد أحد مقاييس الارتباط بين المتغيرات الاسمية وتشمل:

أ – Contingency Coefficient.

ب – Phi and Cramer's V.

ج – Lambda.

د – Uncertainty Coefficient.

٤ – الرتبى Ordinal:

يستخدم إذا كنا نريد إيجاد أحد مقاييس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية وتشمل:

أ – Gamma.

ب – Somers'd.

ج – Kendall's tau - b.

د – Kendall's tau - c.

٥ – اسمى × فترى Nominal by Interval:

يستخدم عندما يكون أحد المتغيرات اسمياً والآخر كمياً ويشمل معامل إيتا Eta.

٦ – كابا Kappa:

يستخدم هذا المقياس عندما تحتوى الجداول على نفس المتغيرات فى الأعمدة والصفوف.

٧ – المخاطرة Risk:

يستخدم للجداول التى تحتوى على صفين وعمودين حتى نقوم بحساب تقدير المخاطرة أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odd Ratio لتوضيح العلاقة بين المتغيرات.

وبعد تحديد ما نريد من المقاييس (معاملات) الارتباط المختلفة، نضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Crosstabs.

الاختيار الثالث: يساعدنا على اكتشاف أنماط البيانات التى تساهم مساهمة كبيرة فى اختبار كاى تربيع. فمن خلال اختيار Cell تظهر لنا عدة اختيارات فرعية كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-١٥)

مربع الحوار الخاص بتحديد شكل الخلايا المطلوب إظهارها Cell Display فى الجدول المزدوج

Crosstabs: Cell Display

Counts
- [x] Observed
- [x] Expected

Continue
Cancel
Help

Percentages
- [ ] Row
- [ ] Column
- [ ] Total

Residuals
- [ ] Unstandardized
- [ ] Standardized
- [ ] Adj. standardized

١ – Counts: يشتمل على:

أ – Observed: تعنى ظهور التكرارات المشاهدة.

ب – Expected: تعنى ظهور التكرارات المتوقعة.

٢ – Percentages: تشتمل على:

أ – Row: تعنى حساب النسب لكل صف من الصفوف.

ب – Column: تعنى حساب النسب لكل عمود من الأعمدة.

ج – Total: تعنى حساب النسب بالنسبة للمجموع الكلى.

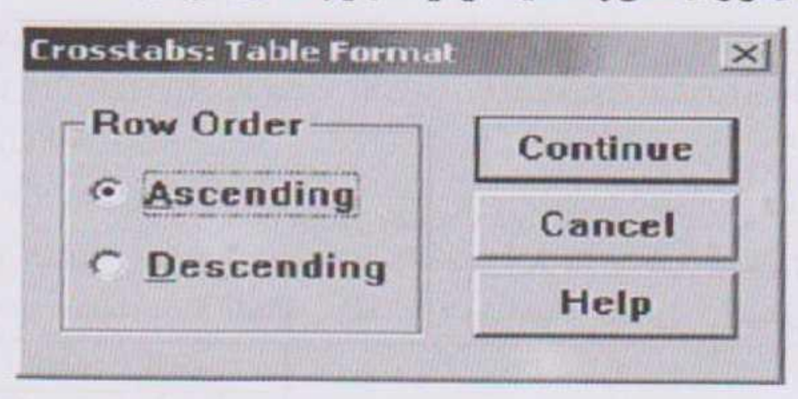
٣– Residuals: يشتمل على الفروق الخام، التى توضح الفرق بين القيم المشاهدة والقيم المتوقعة، ويمكن حساب الفروق المعيارية والمصححة.

وبعد تحديد الطريقة المرغوبة فى اكتشاف البيانات يتم الضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسة.

الاختيار الرابع: وهو الأخير وهو خاص بعمل Format للجدول، فبعد الضغط على زر Format تظهر لنا النافذة التالية:

(شكل رقم ٨-١٦)

مربع الحوار الخاص بتحديد كيفية ترتيب ظهور الجدول Table Format



وبهذه الطريقة نتمكن من ترتيب القيم فى الصفوف فى شكل تصاعدى أو تنازلى طبقًا لمتغيرات الصفوف، وبعد تحديد ما نريد يتم الضغط على Continue لنعود مرة أخرى إلى النافذة الرئيسة، وأخيرًا يتم الضغط على OK لنحصل على النتائج.

مثال (٨-٦) فى ملف بيانات "المتغيرات الأولية" المرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب، ادرس العلاقة بين المتغيرات التالية:

١- الحالة الاجتماعية، والجنس.

٢- الحالة التعليمية، والحالة الاقتصادية.

٣- العمر، والجنس.

٤- الجنس، ونوع السكن.

الحـــــــــــل

أولاً – دراسة العلاقة بين الحالة الاجتماعية، والجنس:

حيث إن هذين المتغيرين من المتغيرات الاسمية Nominal، فإنه من الممكن استخدام أى من المعاملات التالية على حسب الهدف من دراسة المتغيرين:

- Contingency Coefficient
- Phi and Cramer's V
- Lambda
- Uncertainty Coefficient

الجدول الأول (جدول ٨–١٦) يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة، حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-١٦)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين الحالة الاجتماعية والجنس

الحالة الاجتماعية* الجنس الجنس الحالة Crosstabulation

			الجنس الجنس		
			أنثى 1	ذكر 2	Total
الحالة الاجتماعية الحالة	متزوج 1	Count	11	9	20
		Expected Count	10.4	9.6	20.0
	مطلق 2	Count	5	7	12
		Expected Count	6.2	5.8	12.0
	أرمل 3	Count	3	5	8
		Expected Count	4.2	3.8	8.0
	أعزب 4	Count	7	3	10
		Expected Count	5.2	4.8	10.0
Total		Count	26	24	50
		Expected Count	26.0	24.0	50.0

أما الجدول الثانى (جدول ٨–١٧)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية Directional أى التى تأخذ فى الاعتبار العلاقة السببية (أى من هو المتغير التابع ومن هو المتغير المستقل) ويقوم برنامج SPSS باعتبار كل متغير هو متغير تابع ويطبق حسابات المقياس، ثم يختبر معنوية هذه المعاملات. فمثلاً معامل لمبدا، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التى لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، فنستطيع القول إنه توجد علاقة ضعيفة (٠,٠٧٤) بين الحالة الاجتماعية والجنس، إلا أن هـذه العلاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.367 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن α= 0.05).

الحالة الثانية (الصف الثانى): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة الاجتماعية هى المتغير التابع، فنستطيع القول إنه لا يوجد تأثير فى الإطلاق للجنس على الحالة الاجتماعية (٠,٠٠).

الحالة الثالثة (الصف الثالث): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الجنس هـى المتغير التابـع، فنستطيع القول بأن الحالة الاجتماعية توضح أو تؤثر فى الجنس تأثيرًا ضعيفـًا (٠,١٦٧)، كما أنـه تأثير غير معنـوى (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.367 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن α = 0.05). وكذلك الحال بالنسبة لباقى المعاملات.

(جدول رقم ٨-١٧)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة الاجتماعية والجنس

Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Apaprox.T[b]	Approx. Sig.
Norminal	Lambda	Symmetric	.074	.079	.902	.367
Norminal		الحالة الحالة الاجتماعية	.000	.000	.[c]	.[c]
		Dependent	.167	.170	.902	.367
		Dependent الجنس الجنس				
	Goodman and Kruskal tau	الحالة الحالة الاجتماعية	.014	.018		.546[d]
		Dependent	.051	.061		.474[d]
		Dependent الجنس الجنس				
	Uncertainty Coefficient	Symmetric	.026	.031	.824	.456[e]
		الحالة الحالة الاجتماعية	.020	.024	.824	.456[e]
		Dependent	.038	.046	.824	.456[e]
		Dependent الجنس الجنس				

a. Not assuming the mull hypothesis.
b. Using the asymptotic standad error assuming the mull hypothesis.
c. Cannot be computed because the saymptiotic standard error equals zero.
d. Based on chi-square approximation.
e. Likelihood ration chi-squae probability.

أما بخصوص الجدول الثالث (جدول ٨-١٨)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric، التى لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، ويقوم برنامج SPSS فى هذه الحالة بتوفير المعاملات التالية:

المعامل الأول (الصف الأول): هو معامل فاى (٠,٢٢٦) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثانى (الصف الثانى): هو معامل كرامر (٠,٢٢٦) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن $\alpha = 0.05$).

المعامل الثالث (الصف الثالث): هو معامل التوافق (٠,٢٢١) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة ضعيفة، كما أنها علاقة ليست معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.465 أكبر من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن $\alpha = 0.05$).

(جدول رقم ٨-١٨)
نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة الاجتماعية والجنس
Symmetic Measures

		Value	Approx. Sig
Nominal by Nominal	Phi	.226	.465*
	Cramer's V	.226	.465
	Contingency Coefficient	.001	
N of Valid Cases		50	.465

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

ثانيًا – دراسة العلاقة بين الحالة التعليمية، والحالة الاقتصادية:

وحيث إن هذين المتغيرين من المتغيرات الرتبية Ordinal؛ فإنه من الممكن استخدام أى من المعاملات التالية على حسب الهدف من دراسة المتغيرين:

- Gamma
- Somers'd
- Kendall's tau - b
- Kendall's tau - c
- Spearman's

الجدول الأول يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-١٩)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين الحالة التعليمية والاقتصادية

التعليم الحالة التعليمية* الاقتصاد الحالة الاقتصادية Crosstabulation

			الاقتصاد الحالة الاقتصادية				Total
			ممتازة 1	جيدة 2	متوسطة 3	سيئة 4	
التعليم الحالة التعليمية	فوق الجامعى 1	Count	8	5	0	0	13
		Expected Count	4.4	3.9	3.1	1.6	13.0
	جامعى 2	Count	9	10	5	1	25
		Expected Count	8.5	7.5	6.0	3.0	25.0
	ثانوى 3	Count	0	0	6	3	9
		Expected Count	3.1	2.7	2.2	1.1	9.0
	أقل من ثانوى 4	Count	0	0	1	2	3
		Expected Count	1.0	.9	.7	.4	3.0
Total		Count	17	15	12	6	50
		Expected Count	17.0	15.0	12.0	6.0	50.0

أما الجدول الثانى (جدول ٨-٢٠)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية Directional (وهو هنا معامل Somers'd) أى التى تأخذ فى الاعتبار العلاقة السببية (من التابع ومن المستقل)، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التى لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، فنستطيع القول إنه توجد علاقة قوية (٠,٠٧٤) بين الحالة التعليمية والحالة الاقتصادية، وأن هذه العلاقة هى علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

الحالة الثانية (الصف الثانى): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة التعليمية هى المتغير التابع، فنستطيع القول إنه يوجد تأثير قوى للحالة الاقتصادية فى الحالة التعليمية (٠,٥٨)، وأن هذا التأثير هو تأثير معنوى (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقاً، وليكن $\alpha = 0.05$).

الحالة الثالثة (الصف الثالث): إذا اعتبرناه من معاملات الارتباط الاتجاهية Directional مع اعتبار أن الحالة الاقتصادية هى المتغير التابع، فنستطيع القول إنه يوجد تأثير قوى للحالة التعليمية فى الحالة الاقتصادية (٠,٦٤٩)، وأن هذا التأثير هو تأثير معنوى (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن α = 0.05).

(جدول رقم ٨-٢٠)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة التعليمية والاقتصادية

Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Apaprox.T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Somers'd	Symmetric	.613	.071	6.933	.000
		التعليم الحالة التعليمية Dependent	.580	.076	6.933	.000
		الاقتصاد الحالة الاقتصادية Dependent	.649	.069	6.933	.000

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

أما بخصوص الجدول الثالث (جدول ٨-٢١)، فيوضح نتائج معاملات الارتباط المتماثلة Symmetric التى لا تفرق بين المتغير التابع والمتغير المستقل، ويقوم برنامج SPSS فى هذه الحالة بتوفير المعاملات التالية:

المعامل الأول (الصف الأول): هو معامل كندال من النوع (ب) (٠,٦١٣) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة قوية، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن (α = 0.05).

المعامل الثانى (الصف الثانى): هو معامل كندال من النوع (جـ) (٠,٥٥٩) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة قوية، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن (α = 0.05).

المعامل الثالث (الصف الثالث): هو معامل جاما (٠,٨٢٦) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة قوية جداً، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن (α = 0.05).

(جدول رقم ٨-٢١)
نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة التعليمية والاقتصادية
Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Apaprox.T[b]	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal	Kendall's tau-b	.613	.071	6.933	.000
	Kendall's tau-c	.559	.081	6.933	.000
	Gamma	.826	.072	6.933	.000
N of Valid Cases		50			

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

ثالثًا – دراسة العلاقة بين العمر والجنس:

حيث إن أحد المتغيرات اسمي والآخر كمي Nominal by Interval فإن المقياس المناسب هنا هو معامل إيتا Eta وهو من المقاييس الاتجاهية، وكانت النتائج كما يلي (جدول ٨-٢٢):

الصف الأول: نتيجة معامل إيتا باعتبار أن العمر هو المتغير التابع (٠,١٨٤) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة (أو تأثير) ضعيفة، بمعنى أن تأثير معرفة الجنس فى تحديد العمر هو تأثير ضعيف.

الصف الثاني: نتيجة معامل إيتا باعتبار أن الجنس هو المتغير التابع (٠,٩١٦) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على وجود علاقة (أو تأثير) قوية جداً، بمعنى أن العمر يؤثر فى تحديد الجنس تأثيراً قوياً.

(جدول رقم ٨-٢٢)
نتائج معامل ارتباط إيتا (وهو من المقاييس الاتجاهية)
Directional Measures

				Value
Nominal by Interval	Eta	العمـر	العمـر Dependent	.184
		الجنس	الجنس Dependent	.916

رابعًا – دراسة العلاقة بين نوع السكن، والجنس:

حيث إن المتغيرين من المتغيرات الاسمية، وفى الحالة الخاصة (٢– ٢) ونريد توضيح العلاقة، فإن المقياس المناسب هنا تقدير المخاطرة Risk أو نسبة المفاضلة (الرجحان) Odd Ratio، وكانت النتائج كما يلى:

الجدول الأول (جدول ٨–٢٣) يمثل الجدول التكرارى المزدوج لأفراد العينة حسب المتغيرين محل الدراسة، ويلاحظ ظهور التكرارات المشاهدة، والتكرارات المتوقعة حيث إننا طلبنا ظهور التكرارين.

(جدول رقم ٨-٢٣)

الجدول التكرارى المزدوج لدراسة العلاقة بين نوع السكن والجنس

Crosstabulation نوع السكن X6* الجنس X2

			نوع السكن X6		
			إيجار 1	ملك 2	Total
X2 الجنس	أنثى 1	Count	15	11	26
		Expected Count	15.1	10.9	26.0
	ذكر 2	Count	14	10	24
		Expected Count	13.9	10.1	24.0
Total		Count	29	21	50
		Expected Count	29.0	21.0	50.0

أما الجدول الثانى (٨–٢٤)، فيوضح نتائج نسبة المفاضلة (الرجحان) Odds Ratio، يوجد له ثلاث حالات مختلفة:

الحالة الأولى (الصف الأول): تمثل نسبة المفاضلة (الرجحان) لمتغير الجنس (٠,٩٧٤) الذى تدل قيمته فى هذا المثال على أن مفاضلة الإناث لسكن الإيجار أقل من مفاضلة الذكور لسكن الإيجار (لأن القيمة أقل من الواحد)، كما أنها علاقة غير معنوية؛ لأن قيمة فترة الثقة لنسبة الرجحان (٠,٣١٦ ، ٢,٩٩٨) تحتوى الواحد الصحيح، مما يعنى قبول الفرض العدمى القائل بعدم وجود علاقة معنوية بين المتغيرين Sig. = 0.

(جدول رقم ٨-٢٤)
نتائج تقدير المخاطرة (نسبة الرجحان)
Risk Estimate

	Value	95% Confidence Interval	
		Lower	Upper
Odds Ratio for X2 الجنس (١ أنثى / ٢ ذكر)	.974	.316	2.998
For cohort X6 نوع السكن = ١ إيجار	.989	.617	1.585
For cohort X6 نوع السكن = ٢ ملك	1.015	.529	1.950
N of Valid Cases	50		

مثال (٨-٧) فى دراسة عن المسجونين بأحد المجتمعات قام أحد الباحثين بجمع بيانات عن نوع الجريمة (قتل - خطف - سرقة)، والحالة الاجتماعية لمرتكبيها (متزوج - أعزب - مطلق)، والمطلوب:

١- هل هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين الحالة الاجتماعية، ونوع الجريمة؟

٢- هل معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تمكننا بدلالة إحصائية من التنبؤ بنوع الجريمة التى ارتكبها؟

الحـــــــــــــــل

تم إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرين (كما سبق أن أوضحناه فى الفصل الأول) فى ملف بيانات أطلق عليه "الجريمة والحالة الاجتماعية" وهو مرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب.

يتضح من البيانات السابقة أن كلاً من المتغيرين من المستوى الاسمى، لذلك فإننا نستخدم أحد المقاييس السابق شرحها فى قسم (٨-٤).

المطلوب الأول: دراسة العلاقة بين المتغيرين بصرف النظر عن العلاقة السببية بينهما (بمعنى من هو المتغير المستقل، ومن هو المتغير التابع)، وحيث إن الجدول ليس (٢×٢) فإنه من الممكن استخدام إما معامل كرامر أو معامل التوافق لدراسة هذه العلاقة، وذلك كما يلى:

(جدول رقم ٨-٢٥)

نتائج معاملات الارتباط المتماثلة بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig
Nominal by Nominal	Phi	.927	.000
	Cramer's V	.655	.000
	Contingency Coefficient	.680	
N of Valid Cases		290	.000

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

يلاحظ (انظر جدول ٨-٢٥) أن معامل كرامر = ٠,٦٥٥ بمعنى أن هناك ارتباطًا قويًا بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل كرامر من المعاملات أو المقاييس المتماثلة التى لا تفرق بين المتغير المستقل والمتغير التابع). كما يلاحظ أن هذا العلاقة هى علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا وليكن $\alpha = 0.05$).

كما يتضح من (جدول ٨-٢٥) أن معامل التوافق ق = (٠,٦٨٠)، ويعتبر الحد الأعلى لهذا المعامل هو جذر [(ك - ١) / ك]، حيث ك هنا تمثل القيمة الصغرى لـ (عدد الصفوف أو عدد الأعمدة) بمعنى القيمة الصغرى لـ (٣ أو ٣) أى أن ك = (٣)، وبالتالى الحد الأعلى هنا = جذر (٢/٣) = (٠,٨١٥) وبالتالى عند تفسير قوة العلاقة يتم قسمة معامل التوافق (ق) على حده الأقصى، ويرمز له فى هذه الحالة بالرمز (قَ) حيث:

$$\text{قَ} = \frac{٠,٦٨٠}{٠,٨١٥} = ٠,٨٣$$

وتتراوح قيمة قَ حينذاك ما بين الصفر والواحد الصحيح، بمعنى أن هناك ارتباطًا قويًا بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل التوافق أيضًا من المعاملات أو المقاييس المتماثلة)، كما أنها علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن $\alpha = 0.05$).

المطلوب الثانى: هل معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تمكننا بدلالة إحصائية من التنبؤ بنوع الجريمة التى ارتكبها؟

يلاحظ من هذا المطلوب أننا نريد تحديد الدرجة التى يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل، لذلك نلجأ إلى أحد المقاييس الاتجاهية (غير المتماثلة)، وليكن معامل لمبدا (غير المتماثل)، وذلك كما يلى:

(جدول رقم ٨-٢٦)

نتائج معاملات الارتباط الاتجاهية بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة

Directional Meaures

			Value	Asymp. Std. Error[a]	Apaprox.T[b]	Approx. Sig.
Norminal by Norminal	Lambda	Symmetric	.619	.043	10.672	.000
		س١ الحالة الاجتماعية Dependent	.625	.042	10.814	.000
		س٢ نوع الجـريمة Dependent	.613	.045	9.805	.000
	Goodman and Kruskal tau	س١ الحالة الاجتماعية Dependent	.488	.043		.000[c]
		س٢ نوع الجـريمة Dependent	.506	.042		.000[c]

a. Not assuming the mull hypothesis.
b. Using the asymptotic standad error assuming the mull hypothesis.
c. Based on chi-square approximation.

وحيث إن الحالة الاجتماعية هنا هى المتغير المستقل، ونوع الجريمة هو المتغير التابع، فإنه يتم النظر إلى الصف الثالث من مقاييس لمبدا المختلفة، حيث ينظر هذا الصف إلى نوع الجريمة كمتغير تابع، وبالتالى نجد أن معامل لمبدا = (٠,٦١٣) (انظر جدول ٨-٢٦). بمعنى أن معرفة الحالة الاجتماعية للمسجون تخفض خطأ التنبؤ بنوع الجريمة بنسبة (٦١٪). كما يلاحظ أن هذه العلاقة هى علاقة معنوية (لأن قيمة Approx. Sig. = 0.000 أقل من مستوى المعنوية الاسمى المفترض مسبقًا، وليكن $\alpha = 0.05$).

ملحوظة: من الممكن الاعتماد على معامل لمبدا (المتماثل) Symmetric عوضًا عن المقاييس التى تعتمد على إحصاء (كا^2). فبالنظر إلى الصف الأول فى النتائج السابقة (جدول ٨-٢٦)، نجد معامل لمبدا (المتماثل) = (٠,٦١٩). بمعنى أن هناك ارتباطًا قويًا بين الحالة الاجتماعية ونوع الجريمة، أو بين نوع الجريمة والحالة الاجتماعية (حيث إن معامل لمبدا هنا من المعاملات أو المقاييس المتماثلة).

مثال (٨-٨) فى بحث لقياس رضا المستفيدين عن خدمات أحد الأجهزة الحكومية الخدمية، تم جمع بيانات من عينة عشوائية مكونة من (٦٥) من المستفيدين من خدمات هذا الجهاز، عن درجة الرضا (راضٍ بشدة - راضٍ - محايد - غير راضٍ - غير راضٍ بشدة) والحالة الاجتماعية لهم (أعزب - متزوج - أرمل - مطلق). والمطلوب: دراسة ما إذا كان هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين درجة الرضا والحالة الاجتماعية للمستفيد.

الحـــــــــــــــــل

تم إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرين (كما سبق أن أوضحناه فى الفصل الأول) فى ملف بيانات أطلق عليه "درجة الرضا والحالة الاجتماعية" وهو مرفق ضمن قواعد بيانات هذا الكتاب. وحيث إن المتغيرين محل الدراسة أحدهما من المستوى الرتبى (درجة الرضا) والآخر من المستوى الاسمى (الحالة الاجتماعية) فإن معامل الارتباط المناسب هنا هو معامل ارتباط ثيتا، السابق شرحه فى الأقسام السابقة من هذا الفصل، ويحسب بالصورة التالية:

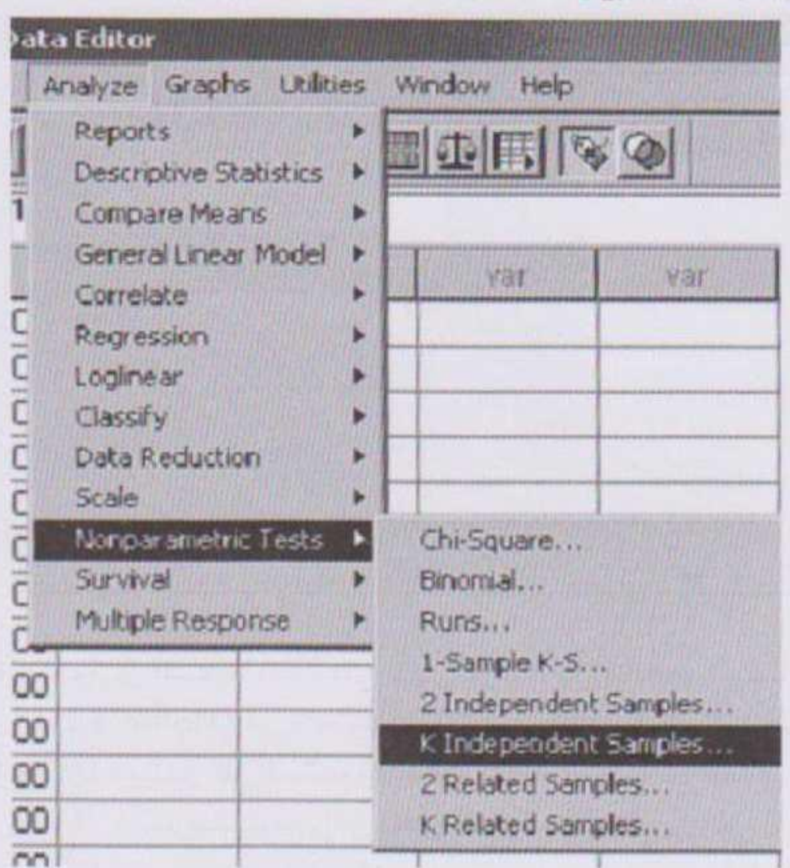
$$\theta = \text{جذر} \left[\frac{\text{كا}^2 \text{ المحسوبة} + \text{ك} + ١}{(\text{ن} - \text{ك})} \right] \qquad (٨-٢٢)$$

حيث: (ك) عدد المجموعات أو عدد أوجه المتغير المستقل، وهى هنا (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، (ن = ٦٥ مراجعًا) حجم العينة الكلية، (كا^2) المحسوبة هى قيمة المختبر الإحصائى الخاص باختبار كروسكال والاس، لذلك نبدأ بتطبيق اختبار كروسكال والاس لمعرفة ما إذا كان هناك تأثير معنوى للحالة الاجتماعية فى درجة الرضا أم لا؟ ثم نوجد قوة هذا التأثير، وذلك كما يلى:

- نفتح ملف البيانات المطلوب، ثم من قائمة Analyze نختار الأمر Nonparametric Tests ثم نختار الأمر K Independent Samples، كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٨-١٧)

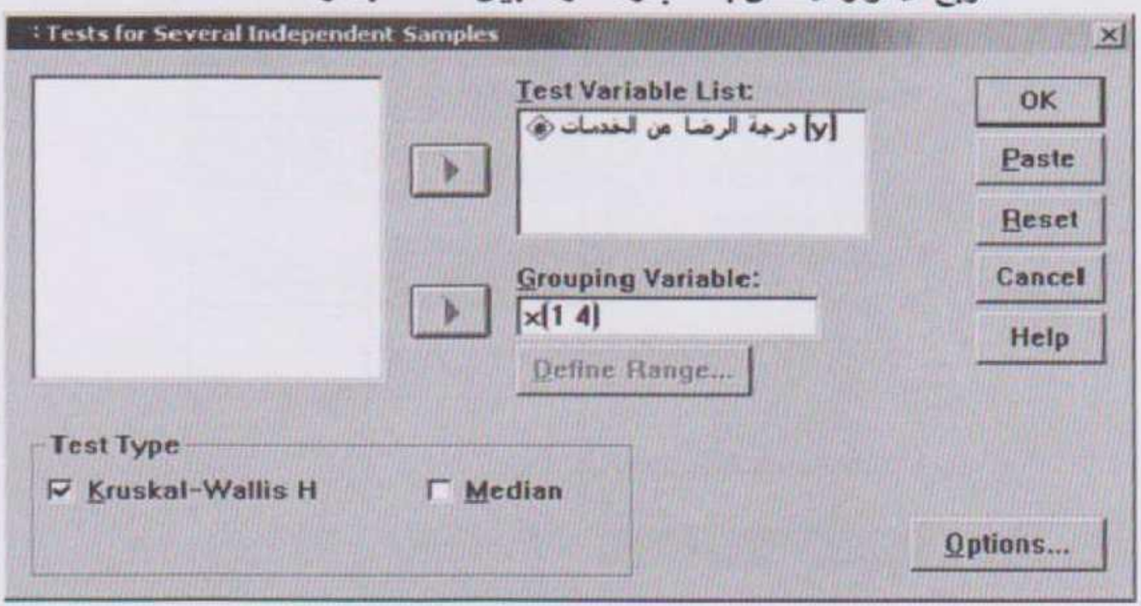
اختيار أمر المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة K Independent Samples



- في الصندوق التالي، الخاص بالأمر k Independent Samples، نختار المتغير (درجة الرضا العام عن الخدمات) من قائمة المتغيرات ونقوم بنقله إلى المستطيل المعنون بـ Test Variable List، ثم نقوم بنقل متغير (المنطقة الجغرافية) إلى المستطيل المعنون بـ Grouping Variable انظر الشكل التالي:

(شكل رقم ٨-١٨)

مربع الحوار الخاص باختبار المقارنة بين عدة مجموعات مستقلة



- فى الصندوق الحوارى السابق ننقر على خيار Kruskal-Wallis H (يوجد اختبار آخر وهو اختبار الوسيط Median) فى المستطيل المعنون بـ Test Type، كما نقوم بالنقر على الأمر Define Rage فيظهر لنا الصندوق الحوارى الخاص بهذه العملية، ونقوم فيه بتحديد الأرقام ١، ٤ كأرقام ترمز إلى المدى الذى سوف نقارن على أساسه لمتغير التجميع، أو بمعنى آخر مجموعات المقارنة، وهى هنا تعنى من المجموعة ١ إلى المجموعة ٤ (يمكن اختيار أرقام أخرى لاختيار المجموعات محل المقارنة) ومعنى ذلك أن هذه الأرقام استخدمت للتمييز بين أول مجموعة (وهى هنا مجموعة أعزب) وبين آخر مقارنة (وهى هنا مجموعة مطلق).
- فى الصندوق الحوارى السابق، وبعد تحديد مجموعات المقارنة ننقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى، الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر Options لاختيار ما نريده من خيارات متاحة. كما يُمكننا هذا الصندوق من تحديد كيفية التعامل مع (معالجة) القيم المفقودة. وبعد تحديد ما نريد نقوم بالنقر على الأمر Continue لنعود مرة أخرى للصندوق الأصلى الذى نقوم فيه بالنقر على الأمر OK للتنفيذ، فنحصل على النتائج التالية:

(جدول رقم ٨-٢٧)

نتائج اختبار كروسكال والاس

Test Statistics[a,b]

	درجات الرضا عن الخدمات Y
Chi-Square	12.631
df	3
Asymp. Sig.	.006

a. Kruskal Wallis Test
b. Grouping Variable: X الحالة الاجتماعية

يتضح من النتائج أن القيمة المحسوبة لمستوى المعنوية الحقيقى للاختبار P-Value وهى تساوى هنا Asymp Sig. = (0.006)، وهو أقل من مستوى المعنوية الاسمى (المحدد مسبقًا من الباحث) وبالتالى فإننا نرفض الفرض العدمى، ونقبل الفرض البديل القائل بأن هناك اختلافًا معنويًا فى درجة رضا المراجعين عن خدمات هذا الجهاز باختلاف الحالة الاجتماعية، أى أن الحالة الاجتماعية تؤثر فى درجة الرضا. والآن نستطيع تحديد قوة هذا التأثير باستخدام معامل (θ) كما يلى:

$$\theta = \text{جذر} \left[\frac{\text{كا}^{٢} \text{ المحسوبة} + \text{ك} + ١}{(\text{ن} - \text{ك})} \right] \qquad (٨-٢٣)$$

$$\theta = \text{جذر} \frac{١٢,٦٣١ + ٤ + ١}{(٦٥ - ٤)} \qquad (٨-٢٤)$$

وبالتالى فإن θ = (٠,٥٤) وتشير هذه القيمة إلى علاقة متوسطة ما بين درجة الرضا (المتغير التابع)، والحالة الاجتماعية (المتغير المستقل)، بمعنى أن الحالة الاجتماعية تؤثر تأثيرًا متوسطًا معنويًا فى درجة رضا المستفيدين من خدمات الجهاز.

الفصل التاسع

أساليب الانحدار والتنبؤ

موضوعات الفصل:

- نموذج الانحدار الخطى البسيط.
- نماذج الانحدار البسيطة غير الخطية.
- نموذج الانحدار الخطى المتعدد.
- بعض مشاكل القياس فى نماذج الانحدار.
- نماذج السلاسل الزمنية.
- استخدام الحاسوب.

أهداف الفصل التاسع:

بعد الانتهاء من هذا الفصل ينبغى أن تكون قادراً على:

١ – تقدير نموذج الانحدار الخطى البسيط.

٢ – تقدير النماذج البسيط غير الخطية، مثل النموذج الآسى، نموذج دالة القوة، نموذج الدالة اللوغاريتمية، نموذج كثيرة الحدود من الدرجة الثانية والدرجة الثالثة.

٣ – تقدير نموذج الانحدار الخطى المتعدد.

٤ – كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية فى تحليل الانحدار المتعدد.

٥ – تحديد الطريقة المناسبة لاختيار المتغيرات المستقلة فى نموذج الانحدار المتعدد مثل طريقة إضافة المتغيرات على التوالى، طريقة حذف المتغيرات على التوالى، طريقة إضافة وحذف المتغيرات تدريجياً.

٦ – التعرف على بعض مشاكل القياس فى نماذج الانحدار، وكيفية التغلب عليها.

٧ – تقدير النماذج المختلفة فى التنبؤ عند استخدام السلاسل الزمنية.

٨ – تنفيذ وقراءة نتائج جميع النقاط السابقة الخاصة بدراسة الانحدار وأساليب التنبؤ باستخدام برنامج الـ SPSS.

(٩-١) مقدمة:

ذكرنا فى الفصل الخامس أن اختيار الأسلوب الإحصائى المناسب لتحليل بيانات الدراسة يتوقف على عدة اعتبارات من أهمها الهدف من إجراء الدراسة، فهل الهدف هو دراسة الاختلافات (الفروقات) بين المجموعات، أم الهدف هو دراسة العلاقات بين متغيرات الدراسة، أم الهدف هو التنبؤ أو دراسة الأثر. وقد تعرضنا فى الفصول السابقة للأساليب الإحصائية المختلفة لدراسة الاختلافات (الفروقات) بين المجموعات (الفصلين السادس والسابع)، ولدراسة العلاقات بين متغيرات الدراسة (الفصل الثامن). أما الآن فسوف نتناول بالتفصيل الأساليب الإحصائية المستخدمة فى التنبؤ، أو فى دراسة الأثر.

تنقسم أساليب التنبؤ، تبعًا لمعيار المنهجية المستخدم، إلى قسمين رئيسين الأول هو الأساليب الكيفية (غير النظامية) التى تعتمد على الخبرة والتجربة والتقدير الذاتى باستخدام أساليب التناظر والمقارنة وآراء ذوى الشأن والخبرة ... إلخ. أما القسم الثانى فهو الأساليب الكمية (النظامية) التى تعتمد على طرق علمية لتفسير أية ظاهرة، وتستند إلى معالجة جميع المتغيرات المؤثرة من خلال نماذج رياضية قابلة للتقدير، ما يجعلها تتسم بالموضوعية، وتكون نتائج التنبؤات بعيدة عن التأثر بالعوامل الذاتية. وسوف نتناول بالطبع فى هذا الكتاب الأساليب الكمية فى التنبؤ، وهى بدورها تنقسم إلى أساليب (نماذج) سببية وأخرى وغير سببية (حامد ٢٠٠٣م، ٣).

أما النماذج السببية (التى من أهمها نماذج الانحدار) فتبنى على أن المتغير موضوع البحث يعتمد على متغيرات تفسيرية توضح سلوكه، وبالاعتماد على نظرية معينة فى تفسير الظاهرة يتم صياغة العلاقة على شكل نموذج رياضى قابل للتقدير، وكمثال على ذلك تفسير استهلاك الأسر لسلعة معينة (ص)، بدخول تلك الأسر س١، وسعر هذه السلعة س٢ . واستنادًا لنظرية الطلب تتم صياغة النموذج فى شكل رياضى مثل ص = أ + ب١ س١ + ب٢ س٢، ثم تقدير معلمات النموذج (أ، ب١، ب٢) باستخدام الوسائل الإحصائية المتوافرة كطريقة المربعات الصغرى (حامد، ٢٠٠٣م؛ ٤).

بينما تعتمد النماذج غير السببية (نماذج السلاسل الزمنية) على القيم التاريخية للمتغير المراد التنبؤ بقيمته المستقبلية، ولا تحتاج إلى تحديد المتغيرات التى تفسر سلوكه. وهناك العديد من هذه النماذج؛ وإن كان أبرزها وأكثرها شيوعًا، خاصة فى التنبؤات طويلة المدى، هو نموذج إسقاط الاتجاه العام لسلسلة زمنية (حامد، ٢٠٠٣م؛ ٥).

وسوف ينقسم هذا الفصل إلى قسمين رئيسين، يتناول القسم الأول النماذج السببية (نماذج الانحدار المختلفة) فى التنبؤ، بينما يتناول القسم الثانى النماذج غير السببية (نماذج السلاسل الزمنية) فى التنبؤ، وذلك بشىء من التفصيل.

نماذج الانحدار The Regression Models:

ذكرنا فى الفصل السابق عن تحليل الارتباط أن الهدف من قياس معاملات الارتباط هو معرفة درجة العلاقة أو مقدار الترابط بين المتغيرات، أو درجة اقتران متغير بمتغير آخر. وقلنا إن هذا الاقتران ليس معناه أن أحد المتغيرين يسبب المتغير الآخر. إلا أنه إذا ما وجدت علاقة قوية بين متغيرين فإننا ربما نحتاج إلى تقدير أحد المتغيرين بدلالة المتغير الآخر (أو التنبؤ به). ويسمى المتغير الذى يراد دراسة سلوكه (أو التنبؤ به)، ومعرفة مدى تأثره بالمتغيرات الأخرى، بالمتغير التابع Dependent Variable ويطلق على كل متغير يؤثر فى سلوك المتغير التابع المتغير المستقل (المنبأ) Independent Variable.

ويستخدم تحليل الانحدار كأسلوب إحصائى فى تقدير العلاقة بين متغيرين أو أكثر على شكل علاقة دالية، يمكن عن طريقها معرفة التغير فى أحد المتغيرات على أساس تأثره بالمتغيرات الأخرى، أو بمعنى آخر يتم عن طريقها التنبؤ بقيمة أحد المتغيرات (المتغير التابع) عن طريق معرفة قيم المتغيرات الأخرى (المتغيرات المستقلة). فمثلاً قد نرغب فى تقدير أو التنبؤ بدرجة كفاءة أداء العامل (متغير تابع) بمعلومية درجة الرضا عن العمل (متغير مستقل)، وبمدى تطبيق المنظمة للجودة الشاملة (متغير مستقل آخر)، أو بمعنى آخر معرفة أكثر المتغيرات المستقلة (الرضا عن العمل، مدى تطبيق الجودة) تأثيراً فى المتغير التابع (أداء العامل).

ويمكن القول إن تحليل الانحدار يعتبر من أهم الفروع الإحصائية التى تستخدم على نطاق واسع فى جميع مجالات العلم والمعرفة. فهناك كثير من المشاكل الإدارية تتضمن التنبؤات. فالتخطيط للمستقبل يعتبر جزءاً متكاملاً للإدارة، ويحتاج بالضرورة إلى التنبؤ. فمثلاً تحديد ميزانية العام القادم يحتاج إلى تنبؤ بمستوى العمليات، ورأس المال المستخدم فى الآلات والأجهزة، والأفراد اللازمين لتنفيذ العمليات، وعوامل أخرى كثيرة. وهناك أمثلة لحالات كثيرة نحتاج فيها إلى التنبؤ فى الإدارة والاقتصاد والصناعة والزراعة، .... إلخ.

وتعد مشكلة تحديد النموذج المستخدم فى عملية التنبؤ أو التقدير، باستخدام نماذج الانحدار، من أهم المشاكل التى تواجه الباحث، حيث تتداخل العديد من العوامل فى تحديد اختيار النموذج الملائم للتحليل، منها نوعية البيانات، وطبيعة المتغيرات المستخدمة فى التحليل، ومستويات قياسها، وطبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة. وبوجه عام يمكن القول إن نماذج الانحدار يمكن تصنيفها تبعًا للعديد من العوامل أهمها:

١ – **عدد المتغيرات:** هناك تقسيم شائع لنماذج الانحدار يتم تبعًا لعدد المتغيرات المطلوب دراستها فى النموذج، وهذا التقسيم هو:

أ – نماذج الانحدار البسيط: تستخدم فى حالة بحث العلاقة بين متغيرين فقط، أحدهما تابع والآخر مستقل.

ب – نماذج الانحدار المتعدد: تستخدم فى حالة وجود متغير تابع، وأكثر من متغير مستقل.

٢ – **شكل العلاقة بين المتغيرات:** هنا يمكن أن نميز بين نوعين من أنواع نماذج الانحدار:

أ – نماذج الانحدار الخطى: Linear Regression.

ب – نماذج الانحدار المنحنى (غير الخطى): Nonlinear Regression.

٣ – **مستوى القياس للمتغيرات:** هنا يوجد تقسيم شائع أيضًا:

أ – نماذج الانحدار التقليدية: تستخدم فى حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيرًا كميًا (فئويًا أو نسبيًا).

ب – نماذج الانحدار اللوجيستى: تستخدم فى حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيرًا كيفيًا (ترتيبيًا أو اسميًا).

٤ – **طريقة تجميع البيانات:** تجمع البيانات اللازمة للبحث إما من سلاسل زمنية Time Series أو من بيانات القطاع المستعرض Cross Section Data أو الدمج بين بيانات السلاسل الزمنية وبيانات القطاع المستعرض، وتختلف المعلمات الناتجة عن استخدام كل أسلوب فى معناها عن استخدام الأسلوب الآخر، ففى حالة استخدام السلاسل الزمنية يتم جمع البيانات الزمنية للمتغيرات التابعة والمستقلة عن عدة سنوات، لفترات زمنية متتالية، أما فى حالة جمع البيانات من القطاع المستعرض فيتم جمع البيانات عن فترة زمنية معينة، ولكن لعدة أشخاص أو أسر.

وسوف نعتمد فى دراستنا لأساليب الانحدار المختلفة على التقسيم الثالث، كتقسيم رئيس فى الدراسة، ثم نتناول بداخله التقسيمات الأخرى. ونتناول فى هذا الفصل نماذج الانحدار التقليدية على أن نرجئ الحديث عن نماذج الانحدار اللوجيستك إلى الفصل القادم.

(٩-٢) نماذج الانحدار التقليدية:

تستخدم نماذج الانحدار التقليدية لتقدير صيغة رياضية للعلاقة بين متغيرين كميين أو أكثر، بهدف التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيم المتغيرات المستقلة، وذلك من خلال معادلة الانحدار، ويمكن أن تأخذ معادلة الانحدار أحد الأشكال الرياضية المعروفة مثل شكل كثيرات الحدود أو الدالة الأسية أو الدالة اللوغاريتمية، حسب طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، ولكن أشهر صور دالة الانحدار وأكثرها انتشاراً فى التطبيقات العملية هى دالة الانحدار الخطية. وعموماً سوف تنقسم دراستنا لنماذج الانحدار التقليدية إلى ثلاثة موضوعات رئيسة هى:

١ - نموذج الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression.

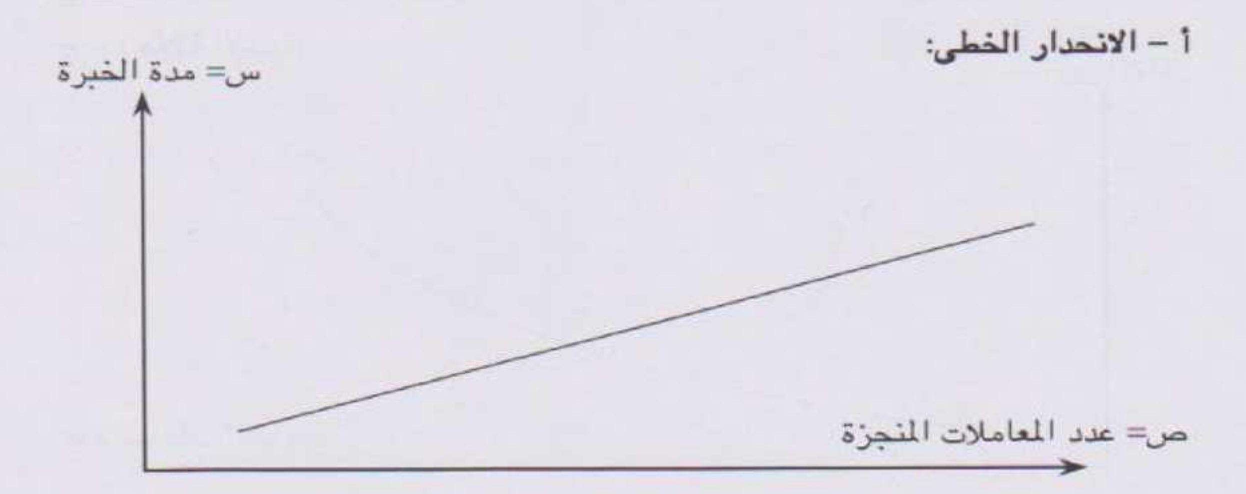
٢ - نماذج الانحدار غير الخطى البسيط Simple Curvilinear Regression.

٣ - نماذج الانحدار الخطى المتعدد Multiple Linear Regression.

(٩-٢-١) نموذج الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression:

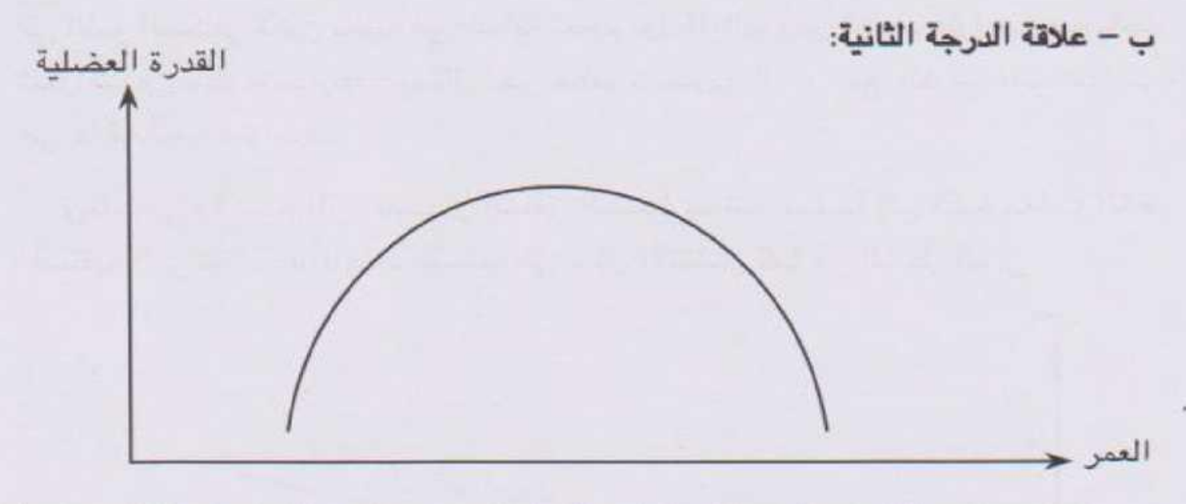
يستخدم الانحدار الخطى البسيط فى وصف العلاقة الخطية بين متغيرين، أحدهما يؤثر فى الآخر، ويسمى بالمتغير المستقل، ويرمز له بالرمز (س)، والآخر يتأثر بالأول، ويسمى بالمتغير التابع، ويرمز له بالرمز (ص). ويجب أن يكون **المتغير التابع متغيراً متصلاً ومستوى قياسه لا يقل عن المستوى الفترى أو النسبى**، بينما المتغير المستقل قد يكون مستوى قياسه ترتيبياً أو فترياً أو نسبياً، ولا يجوز استخدام مستوى القياس الاسمى إلا بعد معالجة تكويد هذا المتغير، كما سوف نرى (مراد، ٢٠٠٠م؛ ص: ١٢٤). ويمكن التوصل إلى شكل الانحدار البسيط من تمثيل أزواج القيم تمثيلاً بيانياً، ثم نستخدم شكل الانتشار فى محاولة الحكم على نوع العلاقة بين المتغيرين. وهناك أشكال مختلفة لانتشار قيم متغيرين منها:

أ – الانحدار الخطى:



لو بحثنا الاتجاه العام الذى تبينه نقاط التقاء قيم (س) وقيم (ص) نلاحظ وجود علاقة واضحة بين قيم هذين المتغيرين، فكلما زادت قيمة (س) زادت بالمقابل قيمة (ص) المناظرة لها. ولهذا يبدو واضحاً أن اتجاه هذه العلاقة يأخذ شكل الخط المستقيم، ولذلك تسمى بالانحدار الخطى. ومن أمثلة ذلك علاقة عدد المعاملات المنجزة يومياً للموظف مع خبرته الوظيفية بالأشهر.

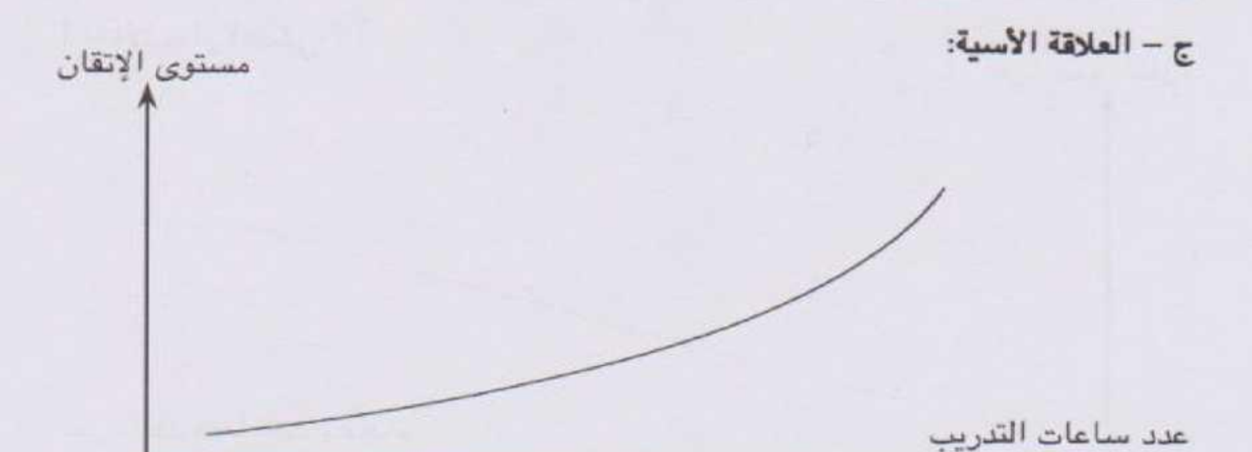
ب – علاقة الدرجة الثانية:



عند البحث فى الاتجاه العام الذى تبينه نقاط التقاء قيم المتغير (س) وقيم المتغير (ص) نلاحظ أن العلاقة واضحة أى كلما ازدادت قيم (س) ازدادت قيم (ص)، وهذه تحصل فى بداية المرحلة ثم تتضاءل الزيادة فى المتغير (ص)، ومن ثم تبدأ القيم بالتناقص عند تجاوز قيم المتغير (س) مستوى معيناً. إن هذه العلاقة يطلق عليها علاقة الدرجة الثانية، ومن أمثلة ذلك علاقة القدرة العقلية بالنمو العمرى.

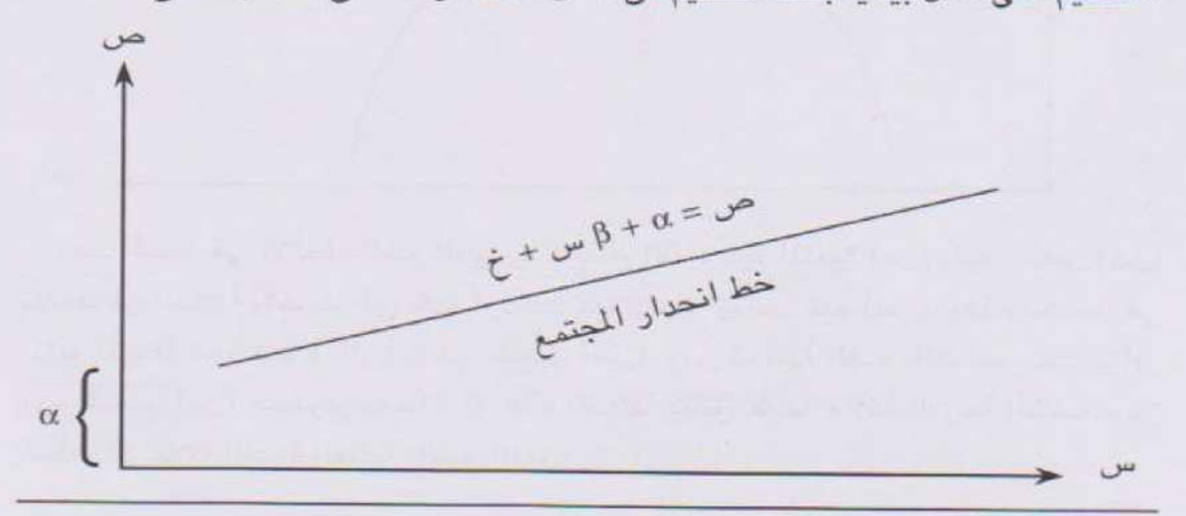


ج – العلاقة الأسية:



عند البحث فى الاتجاه العام الذى تبينه نقاط التقاء قيم المتغير (س) وقيم المتغير (ص) نلاحظ أن قيم (ص) تزداد فى البداية ببطء مع زيادة قيم (س)، ولكن أخذت قيم (ص) تتزايد بسرعة كبيرة مع زيادة قيم المتغير (س) فى المستويات العليا. إن هذه العلاقة يطلق عليها العلاقة الأسية، ومن أمثلة ذلك علاقة عدد السكان مع الزمن، فالزيادة التى تحصل فى النمو السكانى تكون بطيئة فى البداية لمعظم دول العالم، ومن ثم بعد فترات زمنية يأخذ شكل النمو زيادة متسارعة. ومثال آخر علاقة مستوى الإتقان مع عدد ساعات التدريب هى علاقة أسية متزايدة.

وبناء على ما تقدم فإن الانحدار الخطى البسيط يستند أساساً إلى فكرة معادلة الخط المستقيم التى تمثل بيانياً بخط مستقيم فى شكل الانتشار كما فى الشكل التالى:



عند رسم خط مستقيم يمثل شكل الانتشار، فيجب أن يكون ذلك فى ضوء شروط معينة، فمن الممكن رسم عدد من الخطوط، فقد يكون الخط ماراً ببعض النقاط فى أسفل شكل الانتشار أو فى وسطه أو فى أعلى الشكل. ولكن أفضل خط مستقيم يمثله شكل الانتشار، يجب أن يحقق شرطين أساسيين هما:

– أن تكون انحرافات النقاط عن الخط المستقيم (الموجبة أو السالبة) متساوية تقريباً.
– أن يكون مجموع مربعات هذه الانحرافات أقل ما يمكن.

ويُعرف هذان الشرطان باسم شرطى المربعات الصغرى Least Squares.

معادلة الانحدار الخطى البسيط:

بناءً على ما سبق فإن الانحدار الخطى البسيط يحاول التوصل إلى أفضل خط مستقيم يربط بين المتغيرين (س، ص)، بمعنى التوصل إلى الخط المستقيم الذى يمر بمركز شكل الانتشار لقيم س، ص ويحقق شرطى المربعات الصغرى. ويوضح هذا الخط المستقيم التغير فى المتغير المستقل (س) وما يقابله من تغير فى المتغير التابع (ص). فكل تغير فى قيم المتغير المستقل (س) يقابله قدر ثابت من التغير فى المتغير التابع (ص)، وهذا القدر الثابت يعتمد على ميل الخط المستقيم، أو على العلاقة بين المتغيرين س، ص. والصورة العامة لمعادلة الخط المستقيم بين س، ص هى:

$$\text{ص} = \alpha + \beta\,\text{س} + \text{خ} \qquad (1-9)$$

حيث: (α ، β) هما ثوابت المعادلة فى المجتمع، حيث إن لكل منهما معنى:

(α) تسمى ثابت الانحدار (Regression Constant): يعنى هندسياً ذلك الجزء المقطوع من المحور الرأسى (ص)، ويمثل نقطة التقاطع مع المحور الرأسى عندما تكون قيمة المتغير المستقل (س) مساوية للصفر، وقيمة (α) تعنى تقديراً لقيمة المتغير التابع (ص) إذا كانت قيمة المتغير المستقل تساوى الصفر.

(β) تسمى معامل الانحدار (Regression Coefficient): يعنى هندسيًا ميل خط الانحدار (Regression Slope) على المحور الأفقى، ورياضيًا المشتقة التفاضلية الأولى لـ (ص) بالنسبة لـ (س)، وقيمة (β) تعنى مقدار التغير بالمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير فى المتغير المستقل (س) بوحدة واحدة.

(خ) تشير إلى مقدار الخطأ العشوائى للنموذج وله فروض خاصة به هى:

– الأخطاء موزعة توزيعًا طبيعيًا، حيث قيمة المتوسط (التوقع) تساوى صفراً.
– الأخطاء لديها تباين ثابت، بمعنى أن تباين ($\text{خ}_\text{ر}$) = σ^2 لجميع قيم ر.

– الأخطاء مستقلة عن بعضها الآخر في الفترات المختلفة، بمعنى أن تغاير ($خ_ر$ × $خ_و$) = صفراً لجميع قيم ر ≠ و.

– قيمة الأخطاء العشوائية مستقلة عن قيم المتغيرات المستقلة ($س_ر$).

وعلاوة على الفروض الخاصة بالخطأ العشوائي فإن تحليل الانحدار البسيط يفترض أن المتغير المستقل (س) متغير محدد بمعرفة الباحث (غير عشوائي)، أي أن الخطأ العشوائي هو مصدر العشوائية الوحيد في النموذج، وبالتالي يكون المتغير التابع (ص) هو متغير عشوائي له نفس التوزيع الاحتمالي الخاص بالخطأ العشوائي.

وحيث إننا لا نستطيع أن نستخدم جميع بيانات المجتمع، فإننا نستخدم بيانات عينة عشوائية لتقدير هذه المعادلة، وتسمى حينذاك "تقدير لمعادلة الانحدار الخطي لـ (ص) على (س)" وتكون على الصورة:

$$\hat{ص} = أ + ب\,س \qquad (٩-٢)$$

حيث: $\hat{ص}$ تمثل القيم المقدرة أو المتنبأ بها بمعرفة معادلة الانحدار، بينما ص تمثل القيم الفعلية للمتغير ص. أما (أ، ب) فهما تقدير لمعالم المجتمع (α ، β) يتم تقديرهما من بيانات العينة المتوافرة حتى يمكننا استخدام معادلة الانحدار في عملية التنبؤ، ويوجد عدد من الطرق المستخدمة في تقدير المعلمات المجهولة، ولكن أشهرها وأكثرها استخداماً ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method السابق الإشارة إليها. وتقوم هذه الطريقة على تقدير خط الانحدار الحقيقي المجهول باستخدام الخط الذي يمر بالنقاط (س، ص)، بحيث يجعل مجموع مربعات انحرافات النقط عنه (الأخطاء) أقل ما يمكن، أي أن:

$$مجـ (ص - \hat{ص})^{٢} \leftarrow \text{أقل ما يمكن} \qquad (٩-٣)$$

$$مجـ (ص - أ - ب\,س)^{٢} \leftarrow \text{أقل ما يمكن}$$

وباستخدام أسلوب التفاضل الجزئي (مرة بالنسبة لـ (ب)، ومرة بالنسبة لـ (أ)) يمكن أن نحصل على ما يسمى بالمعادلات الطبيعة التالية:

$$مجـ\,ص = ن\,أ + ب\,مجـ\,س \qquad (٩-٤)$$

$$مجـ\,س\,ص = أ\,مجـ\,س + ب\,مجـ\,س^{٢}$$

وبحل هاتين المعادلتين معًا يمكن تقدير كل من أ، ب. وبالتعويض بهذه القيم في المعادلة (٩-٢) نحصل على تقدير لمعادلة الانحدار الخطي لـ (ص) على (س) ومن الممكن أن تستخدم بعد ذلك في التقدير بقيمة المتغير التابع ($\hat{ص}$) بمعلومية قيمة المتغير المستقل (س).

مقاييس جودة النموذج ومعنوية المتغيرات المستقلة:

بعد تقدير معادلة الانحدار، وقبل استخدامها فى عملية التنبؤ، نحتاج إلى مقياس للحكم على كفاءة هذه المعادلة فى تفسير العلاقة بين المتغيرين، وهناك عدد من هذه المقاييس التى يمكن استخدامها فى دراسة مدى جودة النموذج وكفاءته فى التعبير عن العلاقة بين المتغيرين منها اختبارات معنوية المعاملات (اختبار ت، اختبار ف أو T-test ،F-test)، بالإضافة إلى ما يسمى معامل التحديد الذى يرمز له بالرمز ($ر^{٢}$ أو R^2)، وغيرها من المقاييس التى تدل على جودة النموذج، وسوف نقوم باستعراضها الآن.

١ – دقة التقدير Accuracy of Estimates:

ذكرنا أنه يمكن استخدام معادلة الانحدار الناتجة للتنبؤ بقيم المتغير التابع بمعرفة قيم المتغير المستقل، فمثلاً نفترض أننا حصلنا على تقدير لمعادلة انحدار ص (إيرادات المبيعات بالمليون ريال وهى المتغير التابع) على س (مصروفات الدعاية بالألف ريال وهى المتغير المستقل) بالصورة التالية:

$$\hat{ص} = ٠,٢٠ + ٠,٦٠ \, س \qquad (٩-٥)$$

فإذا كانت قيمة س = ٢ فإن قيمة $\hat{ص}$ = ٠,٢٠ + ٠,٦٠ × ٢ = ١,٤ .

ومن الواضح أن القيمة المتنبأ بها مختلفة عن القيمة الفعلية، ففى حالة س = ٢ نفترض أن قيمة ص الفعلية المقابلة لها كانت = ١ أى أن (ص الفعلية – $\hat{ص}$ المتوقعة) = (١ – ١,٤) ويعتمد هذا الاختلاف على حجم العلاقة بين المتغيرين (س، ص) فإذا كانت العلاقة مرتفعة يقل الفرق بين القيم الفعلية والقيم المتنبأ بها، أما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين منخفضة فإن هذا الفرق يزداد، وتحسب دقة التقدير بمدى انحراف القيم الفعلية عن الخط المستقيم. والمقياس الذى يستخدم لتوضيح هذه الفروق هو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو ما يعرف باسم الخطأ المعيارى للتقدير (أو التنبؤ) Standard Error of Estimation (Prediction) وهو الجذر التربيعى لما يسمى بتباين البواقى Residual Variance، ويمكن حساب الخطأ المعيارى بالصورة التالية (النبهان، ٢٠٠١م : ٢٥٨):

$$ع_{(ص/س)} = ع_{ص} \times جذر \, [(١ - ر^{٢}) \times (ن - ١) \, / \, (ن - ك)] \qquad (٩-٦)$$

حيث: ك تمثل عدد المعالم وهو هنا = ٢ .

ويمكن توضيح هذه الصورة إذا تذكر الباحث تعريف معامل التحديد ومعامل الاغتراب اللذين ناقشناهما فى الفصل السابق، فمعامل الاغتراب هو نسبة التباين فى أحد المتغيرين الذى لا يرجع إلى المتغير الآخر، وهو يساوى ($١ - ر^٢$)، فإذا ما ضربنا هذا المقدار فى القيمة الحقيقية لتباين المتغير التابع ص أى ($ع^٢_ص$) فإننا نحصل على مقدار التباين (مقاساً بالوحدات الأصلية للمتغير ص) والتى لا ترجع أو لا تنسب إلى الانحدار. فإذا ما استخرجنا الجذر التربيعى لحاصل ضرب

$ع^٢_ص$ × [($١ - ر^٢$) × (ن − ١) / (ن − ك)] نحصل على الخطأ المعيارى للتنبؤ.

ونلاحظ أنه عندما تكون قيمة ر = +١ أو −١ يصبح المقدار جذر ($١ - ر^٢$) = صفراً، وهذا يعنى أنه لا تنحرف أى قيمة عن خط الانحدار، بل تقع جميع النقاط عليه، وعندئذ لا توجد أخطاء فى التنبؤ. أما إذا كانت ر = صفراً فإن جذر ($١ - ر^٢$) = ١ وتصبح أخطاء التنبؤ لمثل هذا التوزيع أكبر ما يمكن، ويصبح تباين ص الذى أمكن تقديره مساوياً لتباين ص الفعلى (أى $ع^٢_{\hat{ص}} = ع^٢_ص$). وعندئذ يمر خط الانحدار بمتوسط المتغير ص.

التباين المتنبأ به والتباين غير المتنبأ به Predicted and Unpredicted Variance:

نلاحظ أن هناك ثلاثة أنوا ع من مجموع المربعات (وبالتالى التباينات) يمكن حسابها من البيانات وهى:

أ − تباين القيم حول متوسط العينة ويمثل المقدار مج $(ص - \bar{ص})^٢$ مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين. وهو يستخدم فى تحديد التباين والانحراف المعيارى للعينة.

ب − تباين القيم حول خط الانحدار (أو حول القيم المتنبأ بها) ويمثل المقدار مجـ $(ص - \hat{ص})^٢$ مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين. ويسمى التباين غير المتنبأ به، أو التباين الذى لا نستطيع تفسيره. ويمكن أن يتضح سبب هذه التسمية إذا رجعنا إلى تفسير معامل الارتباط بين متغيرين، فقد سبق أن ذكرنا أنه إذا كان معامل الارتباط بين متغيرين = (±١) أى معامل ارتباط تام، فإن جميع القيم تقع على خط الانحدار. وهذا يعنى أننا نكون قد فسرنا التباين الكلى للمتغير ص بمعلومية المتغير س، أى أننا نستطيع القول إنه فى حالة الارتباط التام يمكننا تفسير التباين الكلى. ولكن لكى يكون هذا الاستنتاج صحيحاً يجب أن نفترض أن قيمة معامل الارتباط هى القيمة الفعلية أى لا ترجع إلى الصدفة. وهذا يعنى عدم اختلاف قيمة معامل

الارتباط اختلافًا ملحوظًا باختلاف العينات المستمدة من المجتمع الأصل. أما إذا لم يكن معامل الارتباط تامًا فسوف نجد أن كثيرًا من القيم لا تقع على خط الانحدار، وانحرافات هذه القيم عن خط الانحدار تمثل التباين الذى لا نستطيع تفسيره بمعلومية الارتباط بين المتغيرين. ولذلك استخدمنا عبارة "التباين الذى لا نستطيع تفسيره أو التباين غير المتنبأ به".

ج – تباين القيم المتنبأ بها حول متوسط التوزيع، ويمثل المقدار مج $(\hat{ص} - \overline{ص})^2$ مجموع المربعات الخاصة بهذا التباين، ويسمى التباين المتنبأ به، أو التباين الذى يمكن تفسيره. وكلما زادت قيمة معامل الارتباط زاد مقدار التباين الذى يمكن تفسيره أو التنبؤ به. وعندما يكون مقدار هذا التباين أكبر ما يمكن يكون معامل الارتباط تامًا، وتكون نسبة التباين الذى يمكن تفسيره (١٠٠٪) .

ويمكننا إثبات أن المجموع الكلى للمربعات يشتمل على مكونتين يمكن إضافة كل منهما إلى الأخرى، وهاتان المكونتان تمثلان التباين المتنبأ به، والتباين غير المتنبأ به.

أى أن مجـ $(ص - \overline{ص})^2$ = مجـ $(ص - \hat{ص})^2$ + مجـ $(\hat{ص} - \overline{ص})^2$ (٩-٧)

فإذا كانت ر = صفر، فإن مج $(\hat{ص} - \overline{ص})^2$ = صفرًا، وبالتالى يكون التباين الكلى = التباين غير المتنبأ به، أو التباين الذى لا نستطيع تفسيره. أو بمعنى آخر عندما يكون ر = صفرًا، لا نستطيع تفسير أى جزء من التباين الكلى.

أما إذا كانت ر = ١، فإن مجـ $(ص - \hat{ص})^2$ = صفرًا؛ لأن جميع القيم تقع فى هذه الحالة على خط الانحدار، وبهذا يكون التباين الكلى مساويًا للتباين المتنبأ به، أو التباين الذى يمكن تفسيره. أو بمعنى آخر إذا كانت قيمة ر = ١ فإننا نستطيع تفسير (١٠٠٪) من التباين.

ونسبة التباين المتنبأ به إلى التباين الكلى تسمى معامل التحديد Coefficient of Determination ويرمز له بالرمز ($ر^2$)، ويمكن إيجاد قيمته كما يلى:

$$ر^2 = \frac{\text{التباين الذى يمكن تفسيره} \leftarrow \text{مجـ } (\hat{ص} - \overline{ص})^2}{\text{التباين الكلى} \leftarrow \text{مجـ } (ص - \overline{ص})^2} \qquad (٩-٨)$$

ومن هذه الصورة يتضح أن معامل التحديد يدل على نسبة التباين الكلى الذى يمكن تفسيره بمعلومية قيمة معامل الارتباط، أو بمعنى آخر نسبة التباين فى المتغير التابع (ص) الذى يمكن تفسيره بمعلومية قيمة المتغير المستقل (س).

٢ - اختبار معنوية (دلالة) معامل الانحدار باستخدام اختبار (ت):

بعد التوصل إلى معادلة الانحدار الخطى البسيط (بين متغيرين) فإن المعادلة تحتوى على معامل الانحدار (ب) والمقدار الثابت (أ). وتستخدم المعادلة فى التنبؤ بالمتغير التابع من المتغير المستقل. وكما أوضحنا إمكانية اختبار معنوية معامل الارتباط البسيط، يمكن أيضًا اختبار دلالة معامل الانحدار. والهدف من الاختبار هو تحديد ما إذا كان معامل الانحدار فى المجتمع يساوى الصفر أو يختلف عن الصفر. والتوزيع الاحتمالى المناسب لهذا الاختبار هو توزيع (ت) بدرجات حرية (ن - ٢).

الفرض العدمى: ب (فى المجتمع) β = صفراً بمعنى أنه لا يوجد تأثير معنوى للمتغير المستقل فى المتغير التابع.

الفرض البديل: يأخذ إحدى الصور التالية بناءً على فرضية البحث:

أ - ب (فى المجتمع) $\beta \neq$ صفر (يوجد تأثير معنوى)

ب - ب (فى المجتمع) $\beta >$ صفر (يوجد تأثير طردى معنوى)

ج - ب (فى المجتمع) $\beta <$ صفر (يوجد تأثير عكسى معنوى)

ويفترض هذا الاختبار: العشوائية فى اختيار العينة واستقلالية المفردات أو القيم أو المشاهدات بالعينة عن بعضها البعض، والعلاقة الخطية بين المتغيرين، والاعتدالية فى توزيع قيم (ص) عند كل قيمة من قيم (س)، وتجانس تباين قيم (ص) لكل قيمة من قيم (س): Shavelson, 1988: 573-574.

فمثلاً: إذا كان معامل انحدار الأداء فى العمل على الرضا الوظيفى (ص على س) هو (١,٢٣)، ثم قمنا باختبار معنوية هذا المعامل، وتبين أننا رفضنا الفرض العدمى القائل بأن معامل الانحدار فى المجتمع = صفر، وبالتالى نقبل الفرض البديل القائل بأن معامل الانحدار فى المجتمع لا يساوى الصفر. أى أننا نقبل بأن العلاقة الخطية بين المتغيرين هى علاقة معنوية، ويمكن استخدام تقدير معادلة الانحدار التى حصلنا عليها فى التنبؤ (أو تقدير) بقيمة المتغير التابع (الأداء) بمعلومية قيمة المتغير المستقل (الرضا الوظيفى).

طريقة أخرى لاختبار معنوية معامل الانحدار عن طريق تحليل التباين (اختبار ف):

ذكرنا فيما سبق أن المجموع الكلى للمربعات مج (ص − ص)٢ يشتمل على مكونين الأول يسمى مجموع المربعات الذى يمكن تفسيره (مجموع مربعات الانحدار)، والثانى مجموع المربعات الذى لا يمكن تفسيره (مجموع مربعات الأخطاء)، أى أن:

$$\text{مجـ}(\text{ص} - \overline{\text{ص}})^2 = \text{مجـ}(\text{ص} - \hat{\text{ص}})^2 + \text{مجـ}(\hat{\text{ص}} - \overline{\text{ص}})^2 \qquad (٩-٩)$$

وبالتالى فإننا من الممكن تكوين جدول تحليل التباين التالى (كنجو وآخرون ٢٠٠٠م، ص: ١١٤):

(جدول رقم ٩-١)

جدول تحليل التباين الخاص بدراسة الانحدار

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات
الانحدار	$\text{مجـ}(\text{ص} - \hat{\text{ص}})^2$	١	$\text{ع}^2_1 = \text{مجـ}(\text{ص} - \hat{\text{ص}})^2 \div 1$
الخطأ	$\text{مجـ}(\hat{\text{ص}} - \overline{\text{ص}})^2$	(ن − ٢)	$\text{ع}^2_2 = \text{مجـ}(\hat{\text{ص}} - \overline{\text{ص}})^2 \div (\text{ن}-2)$
الكلى	$\text{مجـ}(\text{ص} - \overline{\text{ص}})^2$	(ن − ١)	

ويكون المختبر الإحصائى فى هذه الحالة ف (المحسوبة) = $(\text{ع}^2_1 / \text{ع}^2_2)$ ويتبع توزيع (ف) بدرجتى حرية (١، ن−٢) وهو نفسه مربع اختبار (ت) بدرجات حرية (ن−٢).

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية تنفيذ وقراءة وتفسير النتائج الخاصة بنموذج الانحدار الخطى البسيط، وذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٩−١): فى ملف "الانحدار البسيط والمتعدد" المرفق مع قواعد بيانات هذا الكتاب، والذى يحتوى على المتغيرات التالية: ص (المتغير التابع) ويمثل درجة الأداء الوظيفى (الدرجة من ١٠٠)، والمتغيرات المستقلة س_1 يمثل عدد سنوات التعليم، وس_2 يمثل خبرة الموظف (بالسنة)، وس_3 مرتبة الموظف. والمطلوب هو دراسة نموذج الانحدار الخطى البسيط لدرجة الأداء الوظيفى على عدد سنوات التعليم.

الحـــــــــــــــل

فى واقع الأمر يوجد مجموعة من التساؤلات البحثية أو الفروض الإحصائية التى يستطيع نموذج الانحدار البسيط الإجابة عنها أو اختبارها، ومنها:

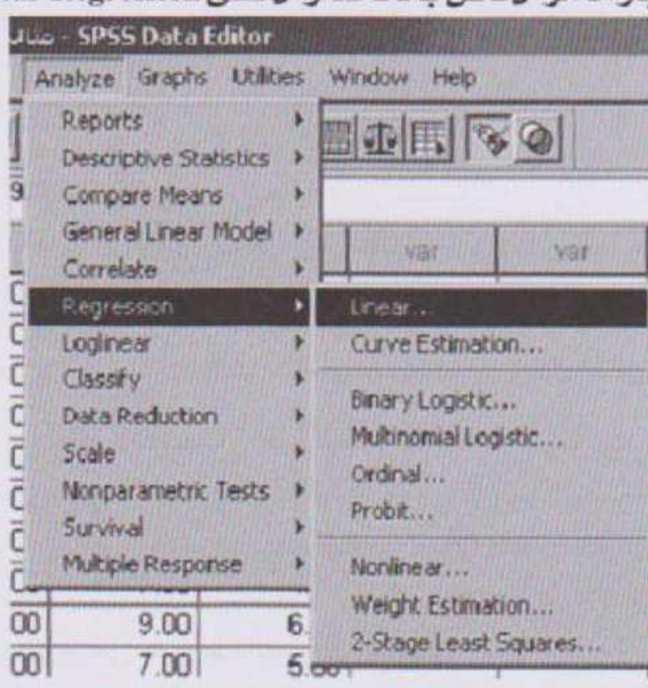
- هل هناك تأثير معنوى لعدد سنوات تعليم الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- ما هى قدرة عدد سنوات تعليم الموظف فى التنبؤ بدرجة الأداء الوظيفى؟
- هل يوجد علاقة معنوية خطية وطردية من الدرجة الأولى بين درجة الأداء الوظيفى وعدد سنوات التعليم للموظف؟

ولإجراء تحليل الانحدار الخطى البسيط نفتح ملف البيانات المطلوب وهو هنا "الانحدار البسيط والمتعدّد"، ثم نتبع الخطوات التالية:

- نختار أمر Regression من قائمة Analyze ثم نختار أمر Linear كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-٥)

اختيار الأمر الخاص بالانحدار الخطى Linear Regression



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Linear Regression، وفيه نختار – من قائمة المتغيرات – المتغير التابع (درجة الأداء الوظيفى) وننقله إلى المكان المخصص له، وهو المستطيل Dependent هذا المستطيل لا يسمح لنا بوضع أكثر من متغير) ثم نختار المتغير المستقل (وهو هنا س١ عدد سنوات تعليم الموظف) ونضعه فى المستطيل: Independent (s) هذه الخانة تسمح لنا بوضع أكثر من متغير مستقل وذلك فى حالة الانحدار المتعدد)، انظر الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-٦)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطى Linear Regression

Linear Regression
[x1] عدد سنوات التعليم
[x2] خبرة الموظف
[x3] مرتبة الموظف
Dependent:
[y] الاداء الوظيفي
Previous Block 1 of 1 Next
Independent(s):
[x1] عدد سنوات التعليم
Method: Enter
Selection Variable:
Rule...
Case Labels:
OK
Paste
Reset
Cancel
Help
WLS >> Statistics... Plots... Save... Options...

- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression يوجد ٤ اختيارات (نوافذ فرعية) تحدد لنا ما يلى:

أ – الاختيار الأول (النافذة الأولى) Statistics:

يمكننا هذا الاختيار من تحديد ما نريد من المقاييس الإحصائية اللازمة لوصف العلاقة، فبالضغط على مفتاح Statistics تظهر لنا النافذة التالية Linear Regression: Statistics.

(شكل رقم ٩-٧)

مربع الحوار الخاص بتحديد الإحصاءات Statistics المرغوبة

Linear Regression: Statistics

Regression Coefficients
- ☑ Estimates
- ☐ Confidence intervals
- ☐ Covariance matrix

- ☑ Model fit
- ☐ R squared change
- ☑ Descriptives
- ☐ Part and partial correlations
- ☐ Collinearity diagnostics

Continue | Cancel | Help

Residuals
- ☐ Durbin-Watson
- ☐ Casewise diagnostics
  - ◉ Outliers outside 3 standard deviations
  - ○ All cases

- من هذه النافذة نحدد (بالنقر عليه) ما نريد، فعند هذه المرحلة من الدراسة (الانحدار الخطى البسيط) نجد أن أهم ما نريد الحصول عليه هنا هو:

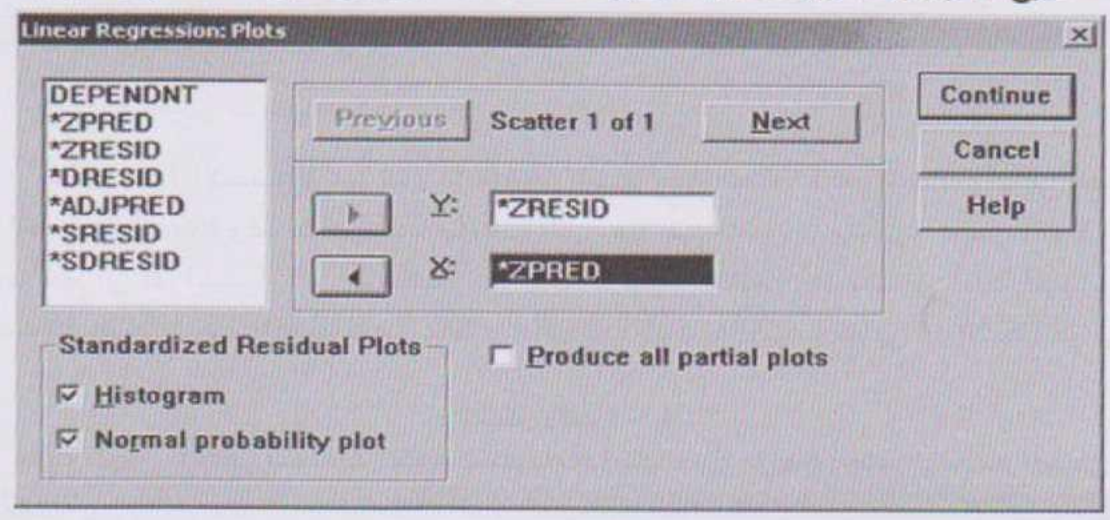
- Estimate
- Model fit
- Descriptive
- R Squared
- Covariance matrix

ب - الاختيار الثانى (النافذة الثانية) Plots:

يمكننا هذا الاختيار من إعداد بعض الأشكال البيانية التى تساعد فى التحقق من الافتراضات الخاصة بتحليل الانحدار مثل الاعتدالية Normality، الخطية Linearity. وذلك من خلال رسم شكل الانتشار بين القيم المتنبأ بها Predicted Values (فى مستطيل x) ويرمز لها ZPRED* وأخطاء التقدير Residual Values (فى مستطيل y) ويرمز لها ZRESID*، كما هو فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-٨)

مربع الحوار الخاص بتحديد الرسومات Statistics المرغوبة من الانحدار الخطى



فإذا تحققت جميع الشروط فإن شكل هذا الانتشار سيكون عشوائيًا، أما إذا كان هناك نمط ما يشكله هذا الرسم البيانى فهذا دليل على عدم تحقق بعض هذه الشروط. فمثلاً إذا كان شكل الانتشار على شكل حرف (U) فهذا يدل على أن العلاقة بين المتغيرين ليست خطية، بل هى علاقة تربيعية، وهذا يعنى أن توزيع أحد المتغيرات على الأقل غير طبيعى. وإذا كان شكل الانتشار على شكل (~) مثلاً فإن العلاقة تكون تكعيبية وهذا يعنى أيضًا أن توزيع أحد المتغيرات على الأقل غير طبيعى. وإذا كانت معظم النقاط تتركز فى منطقة ما وتنتشر عشوائيًا فى مناطق أخرى فهذا دليل على عدم تحقق شرط تجانس التباين). أما عدم تحقق شرط العشوائية فى التوزيع فإن شكل الانتشار سوف يظهر النمط الخطى.

كما تساعد هذه النافذة فى الحصول على مجموعة من الأشكال البيانية الأخرى التى تمكننا من تحديد القيم المنفردة (الشاذة) واكتشافها، وكذلك الملاحظات غير العادية، والحالات المؤثرة.

كما يوجد فى هذه النافذة إمكانية الحصول على المدرج التكرارى Histogram، والمنحنى الاحتمالى الطبيعى Normal Probability Plot لشكل انتشار البواقى المعيارية Standardized Residual Plots وهو يساعدنا أيضًا فى التأكد من افتراض الاعتدالية Normality.

ويوجد أيضاً فى هذه النافذة إمكانية الحصول على ما يسمى بشكل الانتشار الجزئى Produce all Partial Plots وهو يستخدم فى حالة وجود متغيرين مستقلين على الأقل حتى يمكن إنتاج الانتشار الجزئى.

ج – الاختيار الثالث Save:

يمكننا هذا الاختيار من تخزين القيم المتنبأ بها Predicated Values، وكذلك القيم المتبقية Residuals وغيرها من الإحصاءات التى تفيد فى تحليل ما يسمى "تحليل البواقى". ويلاحظ أن كل اختيار من الاختيارات القادمة لهذه القائمة يضيف إلى ملف البيانات متغيراً جديداً. فبعد الضغط على مفتاح Save من النافذة الرئيسة يظهر لنا الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-٩)

مربع الحوار الخاص بتحديد القيم المطلوب تخزينها Save من مخرجات الانحدار الخطى

Linear Regression: Save

Predicted Values
- Unstandardized
- ☑ Standardized
- Adjusted
- S.E. of mean predictions

Distances
- ☑ Mahalanobis
- Cook's
- Leverage values

Prediction Intervals
- Mean
- Individual
- Confidence Interval: 95 %

Residuals
- Unstandardized
- ☑ Standardized
- Studentized
- Deleted
- Studentized deleted

Influence Statistics
- DfBeta(s)
- Standardized DfBeta(s)
- ☑ DfFit
- Standardized DfFit
- Covariance ratio

Continue
Cancel
Help

Save to New File
- Coefficient statistics File...

Export model information to XML file
Browse

يلاحظ فى النافذة السابقة وجود عدة أشياء نختار منها ما نريد تخزينه مثل:

Predicted Values: هو القيم التى يتنبأ بها نموذج الانحدار لكل مشاهدة.

Residuals: هى البواقى وهى الفرق بين القيم الفعلية للمتغير التابع والقيم التى يتنبأ بها نموذج الانحدار، وذلك لكل مشاهدة.

Distances: هو مقاييس لتحديد الحالات التى بها قيم غير عادية للمتغيرات المستقلة والحالات التى يكون لها تأثير كبير على نموذج الانحدار.

Prediction Intervals: هو الحدود العليا والسفلى لكل من المتوسط الحسابى والوحدات الفردية المتنبأ بها.

Influence Statistics: هو التغير فى معاملات الانحدار والتغير فى القيم المتنبأ بها نتيجة لاستبعاد حالة من الحالات.

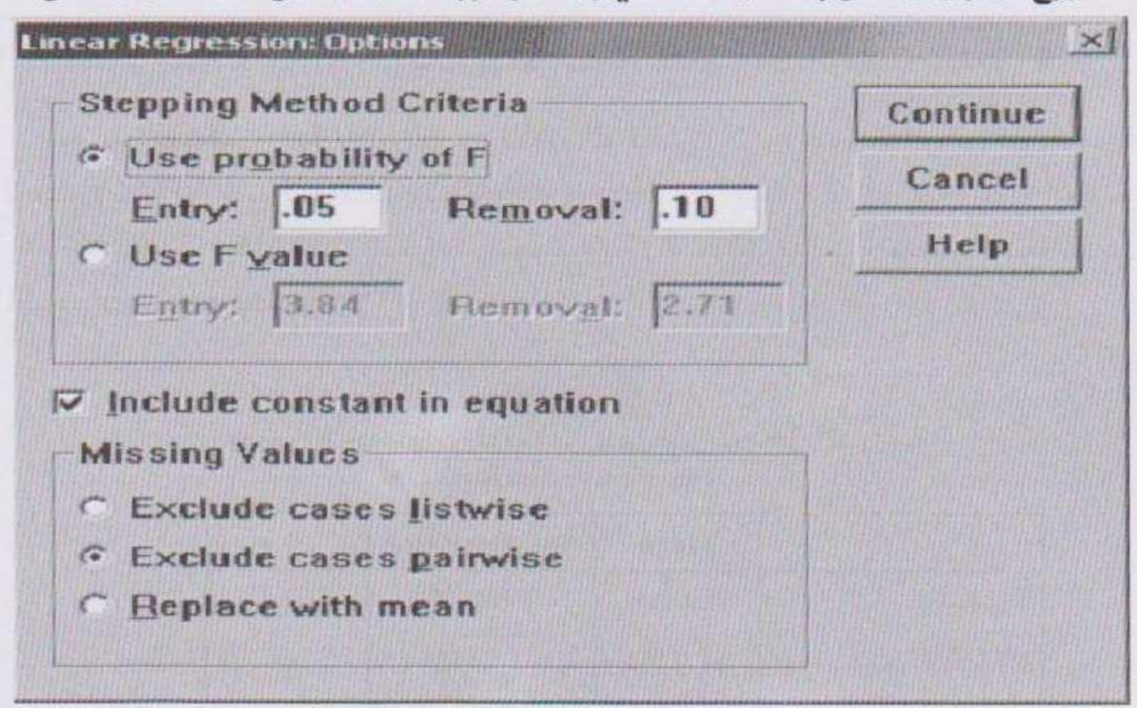
Save to New File: هو تخزين معاملات الانحدار فى ملف يمكنك تحديده.

د - الاختيار الرابع Options:

يمكننا هذا الاختيار من الإجابة (تحديد) على عدة تساؤلات تطرحها النافذة، فبعد الضغط على مفتاح Options فى النافذة الرئيسة يظهر لنا الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-١٠)

مربع الحوار الخاص بتحديد الاختيارات المرغوبة Options فى الانحدار الخطى



يلاحظ على النافذة السابقة وجود عدة تساؤلات، إلا أننا فى هذه المرحلة من الدراسة (الانحدار الخطى البسيط) لا نهتم إلا بالأسئلة التالية:

Include Constant in equation: بمعنى هل تريد إدراج ثابت الانحدار فى المعادلة، ومن الأفضل أن يتم اختياره (بمعنى النقر عليه)، إلا أنه فى بعض الأحيان من الممكن أن تمر معادلة الانحدار بنقطة الأصل (بمعنى أن ثابت الانحدار صفر) فى هذه الحالة لا نقوم بالنقر عليه.

Missing Values: سؤال خاص بكيفية معالجة القيم المفقودة من خلال عدة اختيارات.

Exclude Cases List wise: يعنى استخدام الحالات ذات القيم الكاملة لجميع المتغيرات فى التحليل.

Exclude Cases Pair wise: يعنى استخدام الحالات ذات البيانات الكاملة لكل زوج من أزواج المتغيرات التى تستخدم فى حساب معاملات الارتباط التى على أساسها يتم حساب معامل الانحدار.

Replace With Mean: يعنى استخدام جميع الحالات فى ملف البيانات وإذا وجدت قيم مفقودة نستعيض عنها بالمتوسط الحسابى للمتغيرات.

وغالباً ما نقوم بتحديد (النقر على) الاختيار الثانى.

وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم بالضغط على Continue لنعود إلى النافذة الرئيسة الخاصة بـ Linear Regression، ثم أخيراً نضغط على .O.K فنحصل على النتائج التالية:

١ – الجدول الأول جدول (٩–٢) يحتوى على نتائج الإحصاءات الوصفية للمتغيرات:

الوسط الحسابى Mean كان لدرجة الأداء الوظيفى (٧٥,٠٩ درجة) وكان لعدد سنوات التعليم (١١,٩٤ سنة)، والانحراف المعيارى Std. Deviation كان لدرجة الأداء الوظيفى (١٣,٨٦ درجة) وكان لعدد سنوات التعليم (٣,٦٧ سنة)، وأخيراً حجم العينة أو عدد المشاهدات N وهو يساوى (٣٣).

(جدول رقم ٩-٢)
بعض الإحصاءات الوصفية للمتغيرات محل الدراسة
Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
الأداء الوظيفى Y	75.0909	13.8640	33
عدد سنوات التعليم X1	11.9394	3.6652	33

٢ - الجدول الثانى (جدول ٩-٣) يحتوى على النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط الخطية البسيطة (سواء كانت قيمته أو اختبار معنوياته)، فنجد أن قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين الأداء الوظيفى وعدد سنوات التعليم وهى نفسها قيمة معامل الارتباط الخطى البسيط (بيرسون) بين عدد سنوات التعليم، والأداء الوظيفى كانت (ر = ٠,٩٦٢) وهى تعنى أن هناك علاقة طردية وقوية جداً بين الأداء الوظيفى وعدد سنوات التعليم، ولاختبار معنوية هذا المعامل ننظر إلى مستوى المعنوية الحقيقى P-Value وهو محسوب هنا لاختبار ذى طرف واحد؛ لأننا نريد اختبار معنوية قوة واتجاه العلاقة Sig. (1-tailed) = 0.000 أقل من (٠,٠٠١) فإننا نقول إن هذه العلاقة هى علاقة معنوية عند مستوى دلالة (٠,٠٠١).

(جدول رقم ٩-٣)

النتائج الخاصة بمعاملات الارتباط بين المتغيرات محل الدراسة

Correlations

		الأداء الوظيفى Y	عدد سنوات التعليم X1
Pearson Correlation	الأداء الوظيفى Y	1.000	.962
	عدد سنوات التعليم X1	.962	1.000
Sig. (1-tailed)	الأداء الوظيفى Y		.000
	عدد سنوات التعليم X1	.000	
N	الأداء الوظيفى Y	33	33
	عدد سنوات التعليم X1	33	33

٣ - الجدول الثالث (جدول ٩-٤) يحتوى على بيان بالمتغيرات المستقلة التى دخلت فى معادلة الانحدار، وهو هنا بالطبع متغير واحد (الانحدار البسيط) ويمثل عدد سنوات التعليم.

(جدول رقم ٩-٤)

بيان بالمتغيرات التى أدخلت فى معادلة الانحدار عند هذه المرحلة

Variables Entered/Removed[b]

Model	Variables Entered	Variables Remokved	Method
1	عدد سنوات التعليم[a] X1		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٤ - الجدول الرابع (جدول ٩-٥) يحتوى على ملخص لبعض المقاييس التى تم حسابها للنموذج المقدر وهى كالتالى:

- قيمة معامل الارتباط المتعدد R وهو يبين مدى تأثير المتغيرات المستقلة التى فى النموذج فى المتغير التابع، وحيث إننا لدينا متغير مستقل واحد فقط هنا، فإن هذا المعامل هو نفسه معامل ارتباط بيرسون، وهو هنا يساوى (٠,٩٦٢)، مما يدل على أن المتغير المستقل له تأثير قوى جداً على المتغير التابع.

- مربع معامل الارتباط الذى يسمى بمعامل التحديد R Square وله أهمية كبرى فى تفسير نتائج نموذج الانحدار، وقيمته هنا تساوى (٠,٩٢٥) وهذا يعنى أن النموذج المقدر يعبر عن (٩٢,٥٪) من البيانات، أو بمعنى آخر إن المتغيرات المستقلة (وهى هنا واحد فقط وهو عدد سنوات التعليم) تفسر (٩٢,٥٪) من تباين المتغير التابع، أو بمعنى آخر إن (٩٢,٥٪) هى قدرة المتغيرات المستقلة على التنبؤ بالمتغير التابع، كما تم حساب ما يسمى بـ Adjusted R Square ويستخدم لنفس الغرض ولكنه أدق.

(جدول رقم ٩-٥)

ملخص لبعض المقاييس التى تم حسابها للنموذج المقدر

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.962[a]	.925	.923	3.8488

a. Predictors: (Constant), X1 عدد سنوات التعليم

b. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٥ - أما الجدول التالى (جدول ٩-٦) فيحتوى على نتائج اختبار تحليل تباين الانحدار ANOVA الذى من خلاله يتم اختبار دلالة معامل التحديد R Square الكلية، حيث يستدل على نسبة التباين الذى تفسره المتغيرات المستقلة من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة .Sig أقل من (٠,٠٥) فإن هذه النسبة تكون مقبولة إحصائياً، إما إذا كانت قيمة .Sig أكبر من (٠,٠٥) فإن المتغيرات المستقلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع، أى لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات فى التنبؤ بقيم المتغير التابع. وفى هذا المثال، نجد أن قيمة Sig. = 0.000 وهى أقل من (٠,٠٠١) فيمكننا القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائياً عند

مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١)، ومن جدول تحليل التباين يمكن إيجاد أو استنتاج متوسط مربعات البواقى أو ما يسمى بتباين البواقى Mean Square of Residual وهو (١٤,٨١٣) وبأخذ الجذر التربيعى لهذا المقدار نحصل على ما يسمى "خطأ التقدير" أو الخطأ المعيارى للتقدير، وهو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو فى هذا المثال (٣,٨٤)، وهو مقدار صغير مما يدل على جودة النموذج المستخدم فى التنبؤ.

ويلاحظ هنا أن اختبار ف (F test) يستخدم أيضًا لاختبار الفرض العدمى (β = صفرًا) مقابل الفرض البديل (β ≠ صفرًا)، وهذا الاختبار يكافئ أيضًا اختبار الفرض العدمى (معامل الارتباط فى المجتمع = صفرًا) مقابل الفرض البديل (معامل الارتباط فى المجتمع ≠ صفرًا).

(جدول رقم ٩-٦)

نتائج اختبار تحليل تباين الانحدار ANOVA

ANOVA[b]

Model		Sum of Square	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5691.522	1	5691.522	384.223	.000[a]
	Residual	459.205	31	14.813		
	Total	6150.727	32			

a. Predictors: (Constant), X1 عدد سنوات التعليم

b. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٦ – الجدول التالى (جدول ٩-٧) يبين نتيجة تحليل الانحدار الذى يحتوى على ما يلى:

– تقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار موضحة فى عمود B وبالتالى تكون معادلة الانحدار المقدرة فى هذا المثال كما يلى:

– صَ (تقدير درجة الأداء الوظيفى) = ٣١,٤٦٨ + ٣,٦٣٩ س١ (عدد سنوات التعليم).

كما يمكن تفسير معامل الانحدار كما يلى: زيادة عدد سنوات التعليم بمقدار الوحدة (سنة) يصاحبه زيادة درجة الأداء الوظيفى فى المتوسط بمقدار (٣,٦٣٩) درجة.

– الخطأ المعيارى لتقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار فى عمود Std. Error، وهو يستخدم لإجراء اختبارات المعنوية لكل من الثابت ومعاملات الانحدار، كما أنه يلقى الضوء على مقدار الخطأ الذى ارتكب لكل تقدير.

- تقدير لثابت الانحدار ومعاملات الانحدار بعد تحويلها إلى علامات معيارية Standardization هي موجودة في عمود Beta، ومن خلال هذه القيم يمكن معرفة أى المتغيرات لها تأثير أكبر فى المتغير التابع، وذلك من خلال قيمة Beta المقابلة لهذا المتغير (بصرف النظر عن الإشارة). وحيث إننا هنا فى حالة الانحدار البسيط فلا يوجد إلا متغير مستقل واحد، فإن قيمة Beta هنا المناظرة لهذا المتغير المستقل الوحيد تمثل فى نفس الوقت معامل الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع.
- العمود الأخير يمثل اختبار معنوية لكل من ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار كل على حدة، حيث يقارن قيمة الـ .Sig لكل منها بمستوى المعنوية (٥٪) مثلاً، ونطبق القاعدة المعروفة للرفض أو القبول، وفى هذا المثال نجد أن قيمة .Sig الخاصة بثابت الانحدار تساوى (٠,٠٠٠) وهى أقل من مستوى المعنوية، فإننا نستطيع القول إن ثابت الانحدار دال إحصائياً، كما أن قيمة .Sig الخاصة بمعامل الانحدار تساوى (٠,٠٠٠) وهى أقل من مستوى المعنوية، لذا نستطيع القول إن معامل الانحدار دال إحصائياً أيضاً. ويجب ملاحظة أنه إذا كانت نتيجة تحليل التباين غير معنوية فلابد من أن تكون جميع معاملات الانحدار أيضاً غير معنوية، والعكس ليس صحيحاً بالضرورة. بمعنى أنه من الممكن أن تكون العلاقة ككل معنوية، ولكن ليس بالضرورة أن تكون جميع المعاملات والثابت معنوية أيضاً.

(جدول رقم ٩-٧)

نتائج معاملات الانحدار فى النموذج المقدر

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	31.648	2.315		13.668	.000
	عدد سنوات التعليم X1	3.639	.186	.962	19.602	.000

a. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٧ - ولدراسة وتحليل ما يسمى بالبواقى يتم الحصول على بعض المقاييس الموضحة فى الجدول التالى:

(جدول رقم ٩-٨)

النتائج الخاصة بإحصاءات البواقى

Residuals Statistics[a]

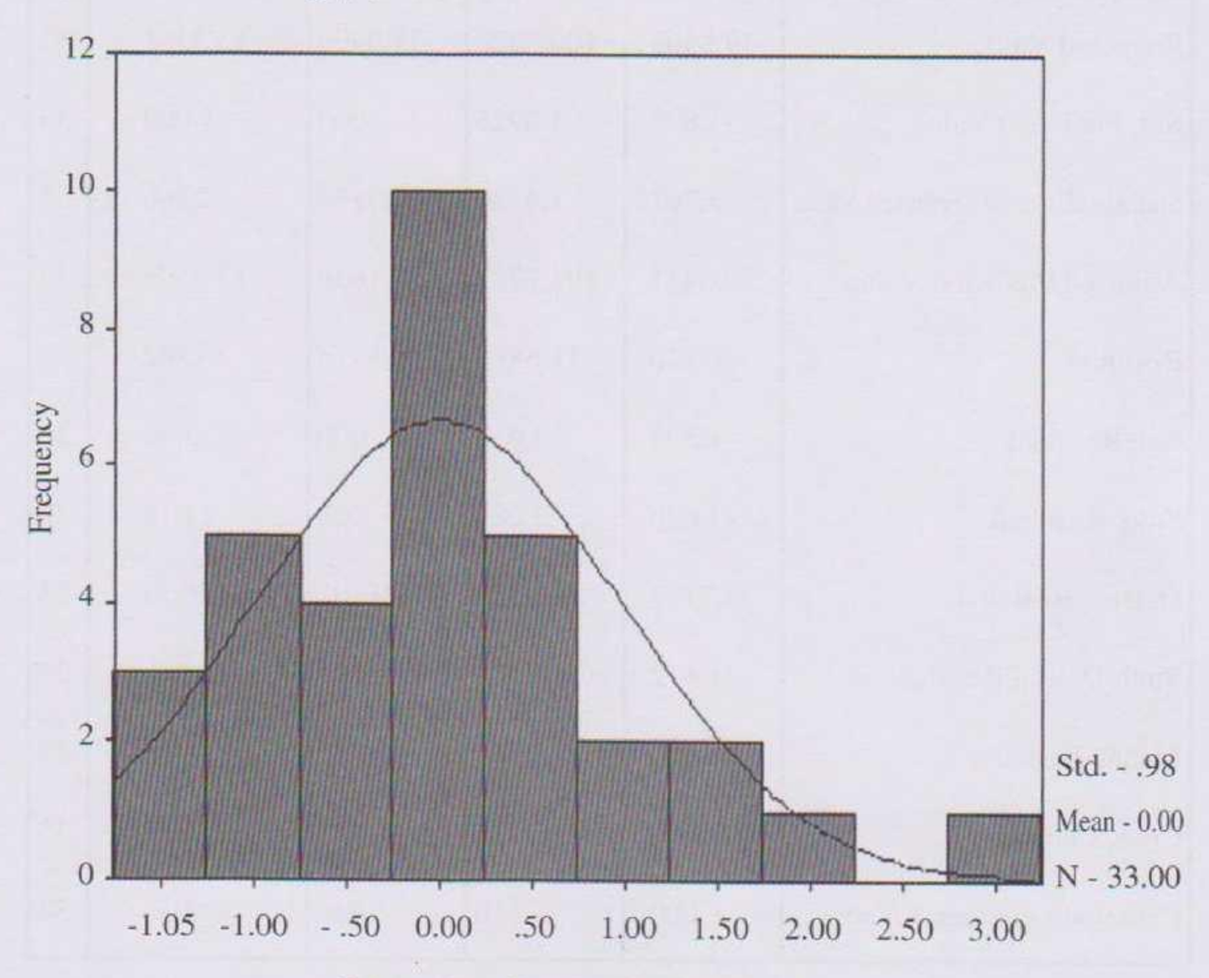
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	49.8408	100.7820	75.0909	13.3364	33
Std. Predicted Value	-1.893	1.0926	.000	1.000	33
Standard Error of Predicted Value	.6701	1.4720	.9184	.2366	33
Adjusted Predicted Value	50.6441	101.7727	75.1636	13.3598	33
Residual	-57820	11.6886	-388E-15	3.7882	33
Std. Residual	-1.502	3.037	.000	.984	33
Stud. Residual	-1.626	3.084	-.009	1.018	33
Deleted Residual	-6.7727	12.0539	-7.27E-02	4.0553	33
Stud. Deleed Residual	-1.672	3.644	.009	1.086	33
Mahal. Distance	.000	3.711	.970	1.043	33
Cook's Distance	.000	.226	.036	.058	33
Centered Leverage Value	.000	.116	.030	.033	33

a. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٨ - الشكل التالى (شكل ٩-١١) يبين المدرج التكرارى والمنحنى التكرارى للبواقى المعيارية Standardized Residual وتم طلبه فى الأوامر للتعرف على ما إذا كانت البيانات الخاصة بالبواقى (الخطأ العشوائى) فى نموذج الانحدار الموضح تتوزع حسب التوزيع الطبيعى أم لا (وهو أحد شروط تطبيق الانحدار)، ويتضح من الرسم أن قيم البواقى تتوزع حسب التوزيع الطبيعى.

(شكل رقم ٩-١١)

المدرج التكرارى والمنحنى التكرارى للبواقى المعيارية Standardized Residual



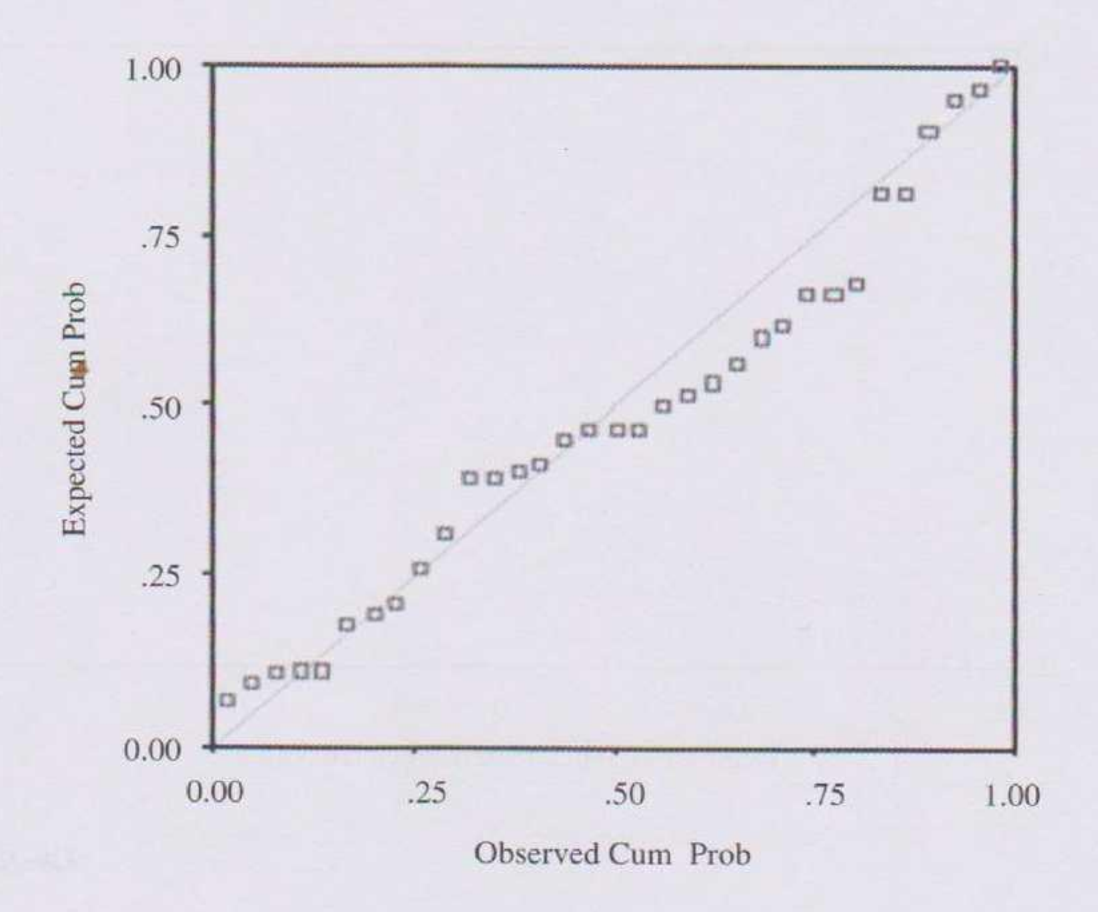
٩ - أما الشكل التالى (٩-١٢) فيبين رسم الاحتمال الطبيعى للبواقى المعيارية Normal Probability Plot for Standardized Residual وهو يستخدم أيضاً للتأكد من أن البواقى (الأخطاء) تتبع التوزيع الطبيعى، فلو كانت النقاط تقترب أو تتجمع حول الخط المستقيم (كما هو موضح فى الشكل) دل ذلك على أن البواقى تتوزع حسب التوزيع الطبيعى، وبالتالى تحقق أحد شروط تطبيق نموذج الانحدار.

(شكل رقم ٩-١٢)

رسم الاحتمال الطبيعى للبواقى المعيارية Normal Probability Plot for Standardized Residual

Normal P-Plot of Regression Standardized Residual

Dependent Variable: الأداء الوظيفى



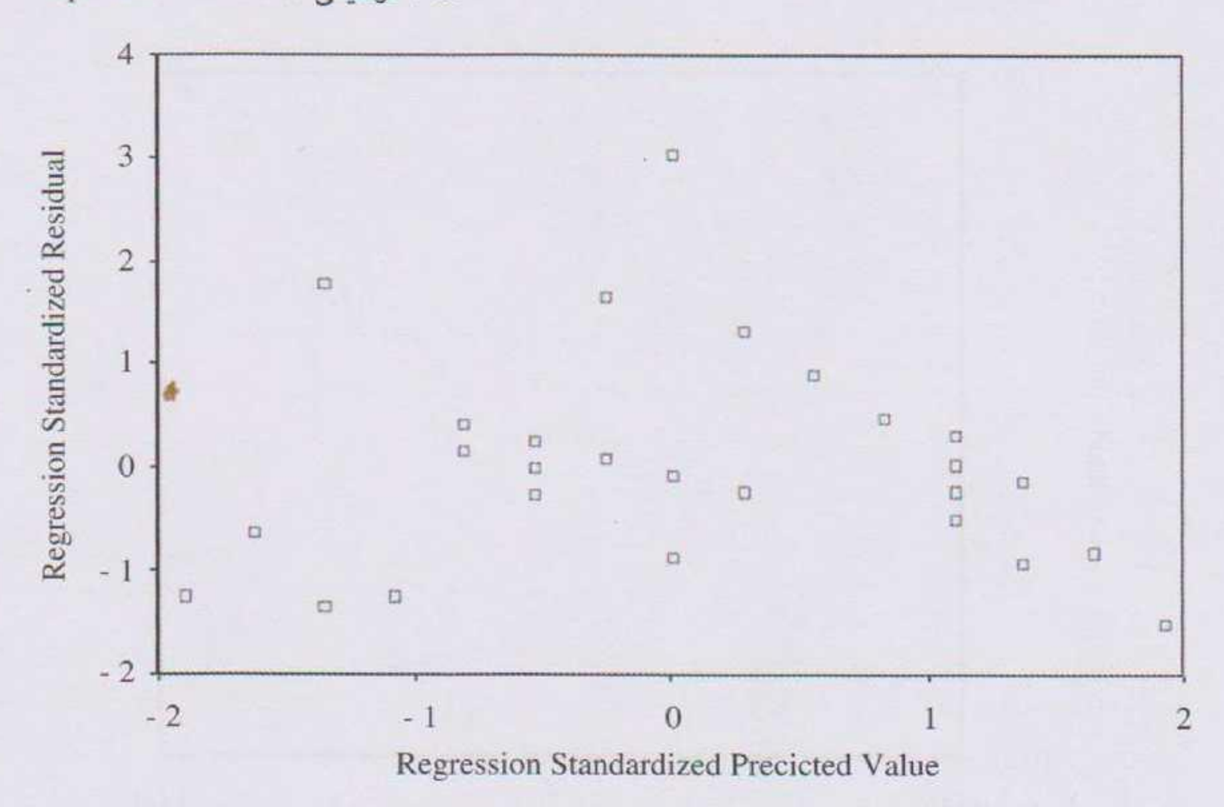
١٠- الشكل التالى (شكل ٩-١٣) هو من الأشكال المهمة التى تستخدم للتأكد من تحقق جميع شروط تحليل الانحدار، وهو شكل انتشار بين القيم المتنبأ بها Predicted Values وأخطاء التقدير Residual Values فإذا تحققت جميع الشروط فإن شكل هذا الانتشار سيكون عشوائيًا، وفى هذا المثال نلحظ عدم وجود نمط معين للنقاط فى شكل الانتشار المبين، مما يدل على تحقق هذه الشروط.

(شكل رقم ٩-١٣)

شكل انتشار القيم المتنبأ بها Predicted Values وأخطاء التقدير Residual Values

Scatterplot

Dependent Variable: الأداء الوظيفى



ملاحظة:

قد يدل هذا الشكل على عدم التجانس فى التباينات، حيث يقل التباين بزيادة القيمة المتنبأ بها.

(٩-٢-٢) نماذج الانحدار غير الخطى البسيط Simple Curvilinear Regression:

عرضنا فى القسم السابق العلاقة الخطية بين متغيرين وإيجاد أحسن مطابقة للبيانات الخاصة بالمتغيرين. ولكن ربما لا يجد الباحث فى جميع الأحوال أن هناك خطًا مستقيماً يشير إلى الاتجاه العام الذى يتخذه أحد المتغيرين بالنسبة للآخر، بل إن الاتجاه يشير إلى علاقة غير خطية أى منحنية بين المتغيرين.

ولقد ناقشنا فى الفصل السابق كيفية حساب معامل الارتباط بين متغيرين العلاقة بينهما منحنية باستخدام نسبة الارتباط، ولكننا سنناقش فى هذا القسم مشكلة التنبؤ أو الانحدار إذا كانت العلاقة بين المتغيرين غير خطية، وإيجاد أفضل منحنى مطابق أو أفضل دالة رياضية تطابق البيانات. وسوف نعرض فى هذا القسم أربعة أنواع من هذه الدوال هى الدالة الأسية Exponential ودالة القوة Power، والدالة اللوغاريتمية Logarithmic، ودالة القطع المكافئ Parabola. وعادة يبدأ الباحث برسم شكل انتشارى لأزواج قيم المتغيرين على ورقة رسم بيانى عادية، فإذا وجد أن العلاقة تقترب من الخطية فما عليه إلا أن يستخدم طرق الانحدار الخطى البسيط الذى عرضنا لها فى القسم السابق. أما إذا وجد أن النقط لا تميل إلى التراكم حول خط مستقيم، وأن العلاقة تبدو منحنية فيمكنه استخدام ورقة رسم بيانى لوغاريتمى. ويوجد نوعان من هذا الورق، النوع الأول يقسم فيه المحور الأفقى إلى أقسام متساوية مثل ورقة الرسم العادية، بينما يقسم المحور الرأسى تقسيماً لوغاريتميًا. أى أن الأقسام على هذا المحور ليست متساوية، وإنما تتبع النظام اللوغاريتمى، وتسمى هذه الورقة ورقة رسم بيانى شبه لوغاريتمى Semi- Log Paper. أما النوع الثانى فيقسم فيه كل من المحورين تقسيماً لوغاريتمياً، وتسمى هذه الورقة ورقة رسم بيانى لوغاريتمى Log- Log Paper (علام،١٩٩٣م: ٥٩٨).

١ – مطابقة البيانات للدالة الأسية:

إذا وجد الباحث من التمثيل البيانى للعلاقة بين المتغيرين على ورقة رسم شبه لوغاريتمى أن هذه العلاقة خطية، أى أن تحويل ميزان قياس أى من المتغيرين إلى ميزان لوغاريتمى جعل العلاقة تبدو خطية، فإن هذا يكون دليلاً على أن العلاقة بين قيم كل من ص، س الملاحظة تأخذ شكل منحنى الدالة الأسية التى على الصورة:

ص = أ ب ^{س} (٩-١٠)

وهذا يعنى أن قيم ص ترتبط بقيم س بعلاقة أسية، حيث يكون المتغير المستقل س عبارة عن قوى ب. وتظهر أهمية هذه العلاقة فى تكوين النماذج التى تحتوى على معدلات النمو (كلجيان، ٢٠٠١م: ١٦٤). ويمكن كتابة هذه المعادلة على الصورة اللوغاريتمية التالية (علام، ١٩٩٣م: ٥٩٩):

لو ص = لو أ + س (لو ب) (٩-١١)

ع = ج + د س (٩-١٢)

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠ . ونلاحظ أن هذه المعادلة تمثل علاقة خطية بين قيم س الأصلية وقيم (ع = لو ص). وبذلك يمكن استخدام طرق الانحدار الخطى التى عرضنا لها فى القسم السابق، ولكن بعد أن نضع (ع = لو ص) بدلاً من ص، (ج = لو أ) بدلاً من أ، (د = لو ب) بدلاً من ب.

ولكن بعد إيجاد قيم الثوابت (ج، د)، وعن طريق جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نستطيع إيجاد قيم الثوابت الأصلية التى نريدها (أ، ب) ثم نعوض فى المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

مثال: نفترض أنه لدينا البيانات التالية الخاصة بالمتغيرين (س، ص) كما يلى:

س	١	٢	٣	٤	٥	٦
ص	١١٢	١٤٩	٢٣٨	٣٥٤	٥٨٠	٨٦٧

والمطلوب: التنبؤ بقيمة ص عندما تكون قيمة س = ١٠ .

الحـــــــل

إذا رسمنا العلاقة بين المتغيرين (س، ص) فإننا نلاحظ أن العلاقة غير خطية (وهى علاقة أسية)، ولكن تصبح هذه العلاقة خطية إذا حولنا ميزان قياس المتغير (ص) إلى ميزان لوغاريتمى كما هو مبين بالشكل التالى، ولذلك فإننا نؤكد على أن البيانات تطابق الدالة الأسية: أى أن معادلة انحدار ص على س المناسبة هنا هى على الصورة:

$$ص = أ\ ب^{س} \quad (٩-١٣)$$

$$لو\ ص = لو\ أ + س\ (لو\ ب) \quad (٩-١٤)$$

$$ع = ج + د\ س \quad (٩-١٥)$$

$$د = \frac{ن\ مجـ\ (س \times ع) - (مجـ\ س) \times (مجـ\ ع)}{[\ ن\ مجـ\ س^{٢} - (مجـ\ س)^{٢}\ ]} \quad (٩-١٦)$$

س	ص	ع = لو ص	س × ع	س^{٢}
١	١١٢	٢,٠٩٤٢	٢,٠٤٩٢	١
٢	١٤٩	٢,١٧٣٢	٤,٣٤٦٤	٤
٣	٢٣٨	٢,٣٧٦٦	٧,١٢٩٨	٩
٤	٣٥٤	٢,٥٤٩٠	١٠,١٩٦٠	١٦
٥	٥٨٠	٢,٧٦٣٤	١٣,٨١٧٠	٢٥
٦	٨٦٧	٢,٩٣٨٠	١٧,٦٢٨	٣٦

٢١ ← مجـ س		١٤,٨٤٩ ← مجـ (ع)	٥٥,١٦٦ ← مجـ (س × ع)	٩١ ← مجـ س^{٢}

د = [(٦) (٥٥,١٦٦٤) – (٢١) × (١٤,٨٤٩٤)] ÷ [(٦) (٩١) – (٢١)^{٢}]

د = ٠,١٨٣ (٩-١٧)

لو ب = ٠,١٨٣ (٩-١٨)

وبالكشف فى جدول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نجد أن:

ب = ١,٥٢٤ (٩-١٩)

وحيث إن جـ = $\overline{ع}$ – د × $\overline{س}$ (٩-٢٠)

= (١٤,٨٤٩٤/٦) – (٠,١٨٣) (٢١/٦)

= ٢,٤٧٤٩ – ٠,٦٤٠٥ = ١,٨٣٤٤

جـ = ١,٨٣٤٤ (٩-٢١)

لو أ = ١,٨٣٤٤ (٩-٢٢)

وبالكشف فى جدول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نجد أن:

أ = ٦٨,٢٩٧ (٩-٢٣)

من (١)، (٢) فى المعادلة نجد أن : ص = أ ب^{س}

ص = ٦٨,٢٩٧ × (١,٥٢٤)^{س} (٩-٢٤)

وللتنبؤ بقيمة ص عندما يكون س = ١٠، فما علينا إلا أن نعوض عن قيمة س =١٠

ص = ٦٨,٢٩٧ × (١,٥٢٤)^{١٠} = ٤٦١٥,٨٥ (٩-٢٥)

٢ – مطابقة البيانات لدالة القوة Power Function:

إذا وجد الباحث من التمثيل البياني للعلاقة بين المتغيرين على ورقة رسم لوغاريتمى أن هذه العلاقة خطية، فى حين أنها لم تبدُ كذلك عند استخدام ورقة رسم بيانى عادية أو عند استخدام ورقة رسم بيانى شبه لوغاريتمى، فإن هذا يكون دليلاً على أن العلاقة بين قيم كل من ص، س الملاحظة تأخذ شكل منحنى دالة القوة التى على الصورة:

ص = أ س ^ب^ (٩-٢٦)

وهذا يعنى أن قيم ص ترتبط بقوى معينة لقيم س. وتظهر أهمية هذه العلاقة فى النماذج الاقتصادية بسبب أنه يمكن تفسير معامل الانحدار على أنه مرونة المتغير التابع للمتغير المستقل (كلجيان، ٢٠٠١م: ١٦٣). ويمكن كتابة هذه المعادلة على الصورة اللوغاريتمية التالية (علام، ١٩٩٣م: ٦٠٤):

لو ص = لو أ + ب (لو س) (٩-٢٧)

ع = ج + ب هـ (٩-٢٨)

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠ . ونلاحظ أن هذه المعادلة خطية فى لوغاريتمات المتغيرات (لو س)، (لو ص)؛ لذا نقوم بالتحويل اللوغاريتمى التالى لكى يمكن استخدام طرق الانحدار الخطى التى عرضنا لها فى القسم السابق وهو: نضع (ع = لو ص) بدلاً من ص ، (ج = لو أ) بدلاً من أ، (هـ = لو س) بدلاً من س، وتظل ب كما هى.

ولكن بعد إيجاد قيمة الثابت (ج)، وعن طريق جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نستطيع إيجاد قيمة الثابت الأصلى الذى نريده (أ) ثم نعود فى المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

٣ – مطابقة البيانات للدالة اللوغاريتمية Logarithmic Function:

أحيانًا يجد الباحث أن هناك علاقة خطية بين قيم (ص)، وقيم لو (س) عند تمثيلها على ورقة رسم بيانى عادية. فهذا يكون دليلاً على أن البيانات تكون مطابقة لمنحنى الدالة اللوغاريتمية (وهى دالة عكسية للدالة الأسية) وتكتب على الصورة (علام، ١٩٩٣م: ٥٩٩):

ص = أ + ب (لو س) (٩-٢٩)

ص = أ + ب هـ (٩-٣٠)

حيث (لو) ترمز إلى لوغاريتم العدد للأساس ١٠ . ونلاحظ أن هذه المعادلة خطية بين قيم (ص)، ولوغاريتم (س) أى (لو س)، ونستطيع استخدام طرق الانحدار الخطى التى عرضنا لها فى القسم السابق بأن: (هـ = لو س) بدلاً من س، وتظل أ، ب كما هى.

والقيم التى نحصل عليها تمثل مباشرة قيم الثوابت (أ، ب)، ثم نعوض فى المعادلة الأصلية لنحصل على تقدير لها.

٤ – مطابقة البيانات لكثيرة الحدود Polynomial Function:

إذا وجد الباحث أن النمط العام للعلاقة يشير إلى أن قيم ص تزيد فى البدء ثم تقل بعد ذلك أو العكس، بمعنى أن المنحنى ينحنى مرة واحدة إما لأعلى أو لأسفل، فى هذه الحالة فإن منحنى الدالة الذى يربط بين المتغيرين يكون منحنى معادلة من الدرجة الثانية Quadratic أو كثيرة حدود من الدرجة الثانية وتكون على الصورة:

$$ص = أ + ب_{١} \, س + ب_{٢} \, س^{٢} \qquad (٩-٣١)$$

ومن الممكن أن ينحنى المنحنى مرتين لأعلى ولأسفل، فى هذه الحالة فإن منحنى الدالة الذى يربط بين المتغيرين يكون منحنى معادلة من الدرجة الثالثة Cubic أو كثيرة حدود من الدرجة الثالثة وتكون على الصورة:

$$ص = أ + ب_{١} \, س + ب_{٢} \, س^{٢} + ب_{٣} \, س^{٣} \qquad (٩-٣٢)$$

وهنا يمكن أن يستخدم الباحث طريقة المعادلات الطبيعية Normal Equations عن طريق المصفوفات فى إيجاد قيم الثوابت ومن ثم التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية المتغير المستقل. كما يمكن استخدام البرامج الإحصائية الجاهزة فى الحاسب للحصول على تقدير لقيم الثوابت، كما سوف نرى فى نهاية هذا الفصل.

وسوف نتعرف من خلال الحاسب (برنامج SPSS) على كيفية تنفيذ وقراءة وتفسير النتائج الخاصة بنماذج الانحدار البسيط غير الخطى، وذلك عند مناقشة موضوع السلاسل الزمنية فى القسم (٩-٣).

(٩-٢-٣) نموذج الانحدار الخطى المتعدد Multiple Linear Regression:

فى الحياة العملية عادة ما يتأثر المتغير التابع بعدد من المتغيرات المستقلة (المنبئات) فى نفس الوقت، فمثلاً: إيراد المبيعات من سلعة معينة يتأثر بكل من: سعر هذه السلعة،

أسعار السلع البديلة، دخل المستهلك المستهدف له السلعة، بالإضافة إلى مصروفات الدعاية على هذه السلعة. وبالتالى لكى نستطيع أن نتنبأ بالمتغير التابع (إيراد المبيعات) بطريقة أكثر شمولاً لابد أن نأخذ فى الحسبان الكثير من المتغيرات المستقلة المؤثرة فى نفس الوقت على المتغير التابع.

وتحليل الانحدار المتعدد يمكن الباحث من تحليل العلاقات بين متغير تابع (لابد أن يكون كمياً) ومتغيرين مستقلين أو أكثر، والتنبؤ بقيم المتغير التابع بمعلومية قيم المتغيرات المستقلة. وبالطبع يكون التنبؤ باستخدام المتغيرات المستقلة مجتمعة أفضل من التنبؤ باستخدام أى منها على حدة. بشرط أن يكون الارتباط بين هذه المتغيرات المستقلة منخفضاً، وارتباط كل منها بالمتغير التابع مرتفعاً.

وللانحدار المتعدد جانبان من جوانب تحليل البيانات، أحدهما جانب وصفى، وفيه يكون الاهتمام منصباً على طرق تحليل وتلخيص العلاقة الخطية بين المتغير التابع ومجموعة المتغيرات المستقلة. والجانب الآخر جانب استدلالى، وفيه يكون الاهتمام منصباً على طرق الاستدلال على العلاقات فى المجتمع الأصلى باستخدام البيانات المستمدة من عينة البحث. إلا أن الارتباط الوثيق بين الجانبين، يجعل من المناسب معالجتهما معًا كأسلوب إحصائى وصفى تحليلى، وكأسلوب استدلالى تفسيرى يتميز بالعمومية والشمول.

وسوف نقتصر فى هذا القسم على مناقشة تحليل الانحدار المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين، وثلاثة متغيرات مستقلة من النوع الكمى أو الكيفى (ترتيبى أو اسمى) حتى يتسنى للباحث فهم أساسيات هذا الأسلوب الإحصائى الهام.

تحليل الانحدار الخطى المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين:

تحليل الانحدار المتعدد فى حالة وجود متغيرين مستقلين هو امتداد لتحليل الانحدار الخطى البسيط، وتنطبق عليه نفس الأفكار الرئيسة، فيما عدا أن العمليات الحسابية فى هذه الحالة تكون أكثر مشقة، فالشكل العام لمعادلة الانحدار فى حالة وجود متغيرين مستقلين هو:

ص = $\alpha + \beta_{1}$ س$_{1}$ + β_{2} س$_{2}$ + خ (٩-٣٣)

حيث: ص تمثل المتغير التابع، (س$_{1}$، س$_{2}$) يمثلان المتغيرين المستقلين.

(α ، β_1 ، β_2) هى ثوابت المعادلة فى المجتمع، حيث (α) هى ثابت الانحدار وتمثل القيمة المتوسطة للمتغير التابع (ص) عندما تكون قيم المتغيرات المستقلة مساوية للصفر. (β_1 ، β_2) يمثلان معاملى الانحدار الجزئى أو الوزن المقدر لكل من المتغيرين $س_1$، $س_2$ على الترتيب، فقيمة (β_1) تعنى مقدار التغير فى القيمة المتوقعة للمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير فى المتغير المستقل ($س_1$) بوحدة واحدة، بافتراض ثبات أو استبعاد تأثير المتغيرات المستقلة الأخرى ($س_2$)، بمعنى أنه يقيس الأثر المباشر أو الصافى لتغير (س١) بوحدة واحدة على القيمة المتوقعة للمتغير التابع. أما قيمة (β_2) فتعنى مقدار التغير فى القيمة المتوقعة للمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير فى المتغير المستقل ($س_2$) بوحدة واحدة، بافتراض ثبات أو استبعاد تأثير المتغيرات المستقلة الأخرى ($س_1$). كما أن لإشارات معاملات الانحدار دلالات معينة، فالمعامل الموجب يشير إلى وجود علاقة طردية بين المتغير المستقل (المصاحب لهذا المعامل) والمتغير التابع، والمعامل السالب يشير إلى أن العلاقة بين المتغيرين علاقة عكسية (إسماعيل، ٢٠٠١م: ١٣٥). أما (خ) فتشير إلى الخطأ العشوائى للنموذج، وقد سبق تعريفه فى حالة الانحدار البسيط.

وحيث إننا لا نستطيع أن نستخدم جميع بيانات المجتمع، فإننا نستخدم بيانات عينة عشوائية لتقدير هذه المعادلة، وتسمى حينذاك "تقدير لمعادلة الانحدار الخطى لـ (ص) على ($س_1$، $س_2$)" وتكون على الصورة:

$$\hat{ص} = أ + ب_1\, س_1 + ب_2\, س_2 \qquad (٩-٣٤)$$

حيث: $\hat{ص}$ ترمز إلى قيم ص المتنبأ بها بمعرفة معادلة الانحدار وبمعلومية المتغيرين ($س_1$، $س_2$)، بينما ص تمثل القيم الفعلية للمتغير ص. أما (أ، $ب_1$، $ب_2$) فهى تقدير لمعالم المجتمع (α ، β_1 ، β_2) ويتم تقديرها من بيانات العينة المتوافرة حتى يمكننا استخدام معادلة الانحدار فى عملية التنبؤ، ويوجد عدد من الطرق المستخدمة فى تقدير المعلمات المجهولة ولكن أشهرها وأكثرها استخداماً ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method السابق الإشارة إليها. وتقوم هذه الطريقة على جعل مجموع مربعات انحرافات النقط عنه (الأخطاء) أقل ما يمكن، أى أن:

$$مجـ (ص - \hat{ص})^2 \longrightarrow \text{أقل ما يمكن} \qquad (٩-٣٥)$$

$$مجـ (ص - أ - ب_1\, س_1 - ب_2\, س_2)^2 \longrightarrow \text{أقل ما يمكن} \qquad (٩-٣٦)$$

وباستخدام أسلوب التفاضل الجزئى (مرة بالنسبة لـ $ب_1$، و مرة بالنسبة لـ $ب_2$ ، ومرة بالنسبة لـ أ) يمكن أن نحصل على ما يسمى بالمعادلات الطبيعة Normal Equations التالية:

$$مجـ ص = ن أ + ب_1 مجـ س_1 + ب_2 مجـ س_2 \qquad (٩-٣٧)$$

$$مجـ س_1 ص = أ مجـ س_1 + ب_1 مجـ س_1^2 + ب_2 مجـ س_1 س_2$$

$$مجـ س_2 ص = أ مجـ س_2 + ب_1 مجـ س_1 س_2 + ب_2 مجـ س_2^2$$

وبحل هذه المعادلات معًا يمكن تقدير كل من أ، $ب_1$، $ب_2$. وبالطبع يمكن تعميم الأفكار السابقة على أى عدد من المتغيرات المستقلة، إلا أنه كلما زاد عدد هذه المتغيرات زاد تعقيد العمليات الحسابية التى يجب على الباحث أن يجريها لكى يحصل على المقاييس الإحصائية اللازمة لتحليل الانحدار المتعدد. ولذلك يجب أن يلجأ الباحث إلى أحد برامج تحليل البيانات الجاهزة باستخدام الحاسوب للحصول على النتائج التى يرغب فيها، وسوف نأخذ مثالاً يوضح كيفية تفسير جميع النتائج المرغوبة فى تحليل الانحدار المتعدد بدون الخوض فى الحسابات.

ويبنى تحليل الانحدار المتعدد على نفس الفروض السابق ذكرها فى دراسة الانحدار البسيط، سواء بالنسبة للخطأ العشوائى أو للمتغيرات المستقلة، يضاف إليها فرض استقلال المتغيرات المستقلة عن بعضها (عدم وجود تعدد خطى Multicollinarity).

نستطيع القول إن أهم الافتراضات الخاصة بتحليل الانحدار والارتباط المتعدد هى (Shavelson , 1988 :593 - 595).

- العشوائية فى اختيار العينة ، واستقلالية درجات كل فرد عن الأفراد الآخرين فى العينة، ويستطيع الباحث التأكد من هذا الشرط بنفسه.
- فى الانحدار القياسى (العادى) يجب أن يكون لدينا عدد من الحالات يساوى عشرين مثل عدد المتغيرات المستقلة. وفى الانحدار التدريجى نحتاج إلى عدد أكبر، فيكون الحد الأدنى المطلوب هو خمسة أمثال عدد المتغيرات المستقلة. ومن الممكن التحقق من هذا الشرط بسهولة وبدون إجراء أى اختبار إحصائى.
- التوزيع الاعتدالى فى المجتمع لقيم المتغير التابع عند كل مستوى من المستويات الممكنة للمتغيرات المستقلة مجتمعة (وهى تمثل قيم ص).

- تجانس تباينات المتغيرات التابعة فى المجتمع عند كل مستوى من المستويات الممكنة للمتغيرات المستقلة مجتمعة (ويسمى Homosecedasticity).
- استقلال المتغيرات المستقلة عن بعضها (عدم وجود تعدد خطى Multicollinarity).

العلاقة الخطية فى المجتمع بين المتغير التابع وأى متغير مستقل عند تثبيت المتغيرات المستقلة الأخرى.

هذه مجموعة من الشروط كل منها معناه واضح، والتأكد من هذه الشروط يتم عن طريق فحص شكل الانتشار للبواقى، حيث يمكن التحقق من هذه الشروط مجتمعة بناء على الضوابط التالية:

- من المفترض أن الفرق بين القيم الفعلية والمتوقعة للمتغير التابع يجب أن يتوزع طبيعياً.
- يجب أن تكون البواقى (ص - صَ) مستقلة عن القيم المتوقعة للمتغير التابع (صَ).
- يجب أن يكون تباين البواقى واحداً لكل القيم المتوقعة.

بالنسبة لشرط الخطية نلاحظ أنه إذا انحرفنا قليلاً عنه فإن هذا لن يؤثر كثيراً فى النتائج، ولكن الابتعاد كثيراً عن الخطية يؤدى إلى تقدير العلاقة بطريقة غير جيدة.

وتجدر الإشارة إلى أن كل الشروط السابقة (فيما عدا الشرطين الأول والثانى) يمكن التحقق منها باستخدام تحليل الانحدار الموجود بالحزمة SPSS).

مقاييس جودة النموذج ومعنوية المتغيرات المستقلة:

١ - معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation:

يعتبر معامل الارتباط المتعدد من المقاييس الإحصائية المهمة والأساسية التى تستخدم فى تحليل الانحدار المتعدد، وهو يعبر عن درجة العلاقة القائمة بين متغير تابع ومتغيرين مستقلين أو أكثر. ويعتمد معامل الارتباط المتعدد على معاملات الارتباط الداخلية بين المتغيرات المستقلة من ناحية، وارتباطات المتغيرات المستقلة بالمتغير التابع من ناحية أخرى. وينبغى أن يلاحظ الباحث أن معامل الارتباط المتعدد هو معامل ارتباط بيرسون بين قيم المتغير التابع (ص)، والقيم المتنبأ بها للمتغير التابع (صَ)، ولكن قيمته تتراوح بين (صفر، ١) وليس (-١، ١) كما هو الحال فى بيرسون. ويعتبر مربع معامل الارتباط المتعدد **(يسمى بمعامل التحديد)** من المقاييس الإحصائية المهمة فى تفسير الانحدار، حيث

يوضح نسبة التباين فى قيم المتغير التابع الراجعة إلى أو التى يمكن تفسيرها باستخدام بيانات المتغيرات المستقلة.

ويمكن تقسيم تباين المتغير التابع (كما سبق أن أوضحناه) إلى قسمين: الأول جزء متنبأ به، والثانى جزء غير متنبأ به (الباقى) وبالتالى يكون:

مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع = مجموع مربعات الانحدار (المتنبأ به) + مجموع مربعات البواقى (غير المتنبأ به). (٩-٣٨)

وعليه فإن ر^{٢} = (مجموع مربعات الانحدار/ مجموع المربعات الكلى) وهى تدل على نسبة التباين المتنبأ به من التباين الكلى.

أى أن معامل التحديد (ر^{٢}) = (م.م. الانحدار/ م.م. الكلى) (٩-٣٩)

= ١ - (م.م. الخطأ / م.م. الكلى) (٩-٤٠)

وتتراوح قيمة معامل التحديد (ر^{٢}) ما بين الصفر، والواحد الصحيح. وتشير القيم الكبيرة لـ (ر^{٢}) إلى توفيق أفضل للنموذج لمشاهدات العينة. وعمومًا فإن إضافة أى متغيرات مستقلة للنموذج حتى لو كانت متغيرات غير مؤثرة تحدث انخفاضًا فى مجموع مربعات الخطأ (م.م. الخطأ) وبالتالى ارتفاع معامل التحديد. كما أن معامل الارتباط المتعدد حساس لحجم العينة وعدد المتغيرات المستقلة المستخدمة. ويذكر شيفالسون (Shevalson, 1988 : 600) أن حجم العينة فى الارتباط والانحدار المتعددة يجب ألا يقل عن (٥٠)، وأن يكون حجم العينة مساويًا عشرة أمثال عدد المتغيرات المستقلة. وهذا الأمر يعكس حقيقة أنه كلما اقترب حجم العينة من عدد المتغيرات المستقلة؛ فإن مربع الارتباط لمتعدد يقترب من الوحدة. ولهذه الأسباب، فإن معامل التحديد (ر^{٢}) وحده يعتبر مقياسًا غير جيد للحكم على جودة النموذج، مما يتطلب ضرورة تصحيح الارتباط المتعدد بإيجاد ما يسمى بمعامل التحديد المصحح (ر$^{\sim٢}$) The Adjusted Coefficient of Determination ويحسب كما يلى:

(ر$^{\sim٢}$) = ١ - [(ن - ١) (١ - ر^{٢}) / (ن - ك)] (٩-٤١)

حيث: ك ترمز إلى عدد المعالم فى النموذج.

يتضح من الصيغة السابقة أن قيمة معامل التحديد المصحح (ر$^{\sim٢}$) تعتمد فى حسابها على عدد معالم النموذج (ك) فى المقام، وبالتالى فإن قيمته ليست بالضرورة أن تزيد

بإضافة متغيرات مستقلة جديدة (معالم جديدة)، وبالتالى فإنّ ($\tilde{ر}^2$) المصححة تعتبر أكثر منطقية كمؤشر عن جودة النموذج.

ولاختبار دلالة الارتباط المتعدد نستخدم اختبار (ف) الكلى كما سبق أن أوضحناه فى حالة الانحدار الخطى البسيط.

٢ - معرفة الدلالة الإحصائية لمقدار ما يسهم به كل من المتغيرين المستقلين ($س_1$، $س_2$) على حدة فى التنبؤ بقيم المتغير التابع ص، إلى جانب معرفة الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط المتعدد (العلاقة ككل).

هنا يوجد مجموعة من اختبارات الدلالة (المعنوية) الإحصائية التى من الممكن إجراؤها كما سبق أن ذكرنا فى حالة الانحدار الخطى البسيط:

- اختبار معنوية ما تفسره المتغيرات المستقلة مجتمعة من تباين المتغير التابع، من خلال اختبار معنوية (دلالة) معامل الارتباط المتعدد (أو معامل التحديد)، أو بمعنى آخر هل جميع معاملات الانحدار تساوى الصفر؟ وهنا يتم استخدام اختبار تحليل التباين أو ما يسمى اختبار ف الكلى، بمعنى أنه يستخدم للحكم على القدرة الكلية للنموذج. ويجب ملاحظة أن اختبار ف الكلى يوضح ما إذا كان على الأقل واحد من المتغيرات المستقلة له تأثير معنوى فى المتغير التابع أم لا، ولكنه لا يوضح أى من المتغيرات المستقلة معنوى، وأى منها غير معنوى.
- اختبار معنوية (دلالة) كل متغير من المتغيرات المستقلة على حدة من خلال اختبار معنوية كل معامل من معاملات الانحدار، أو بمعنى آخر هل كل معامل من معاملات الانحدار على حدة يساوى الصفر؟ وهنا يتم استخدام اختبار ت، أو ما يسمى باختبار ف الجزئى.

تفسير معاملات الانحدار والارتباط المتعدد:

مثال (٩-٢): فى عينة مكونة من ١٠ أفراد (لاحظ أن حجم العينة صغير ويجب ألا يقل عن ٣٠) تم جمع بيانات عن المتغيرات التالية: ص المتغير التابع ويرمز إلى درجات المسئولية الاجتماعية، $س_1$ المتغير المستقل الأول ويرمز إلى درجات مفهوم الذات، $س_2$ المتغير المستقل الثانى ويرمز إلى مستوى الدخل. وحصلنا بعد الحسابات اللازمة على النتائج التالية:

١- معامل ارتباط المسئولية الاجتماعية مع مفهوم الذات (٠,٦٦٨).

٢- معامل ارتباط المسئولية الاجتماعية مع مستوى الدخل (٠,٥٦٥).

٣- معامل انحدار مفهوم الذات (٢,٤٦٨).

٤- معامل انحدار مستوى الدخل (١,٩٥٥).

٥- الانحراف المعيارى لمفهوم الذات (٢,٣٠).

٦- الانحراف المعيارى لمستوى الدخل (٢,٠٦).

٧- الانحراف المعيارى للمسئولية الاجتماعية (١٠,٥٦٥).

٨- معامل الارتباط المتعدد (٠,٥٧٤).

نلاحظ أن معامل ارتباط المسئولية الاجتماعية مع مفهوم الذات (٠,٦٦٨) هو أعلى معامل ارتباط بسيط، كما أن معامل ارتباط المسئولية الاجتماعية مع مستوى الدخل (٠,٥٦٥) مرتفع، مما يدل على أنهما مهمان فى التنبؤ بالمسئولية الاجتماعية، لكن إسهام مفهوم الذات فى التنبؤ أعلى من مستوى الدخل، وبملاحظة معاملات الانحدار المتعدد نجد أن معامل انحدار مفهوم الذات (٢,٤٦٨) أكبر من معامل انحدار مستوى الدخل (١,٩٥٥)، لكن مقارنة المعاملين لا تدل على حجم تأثير كل منهما، كما أن معامل الانحدار يعتمد على تباين المتغير المستقل، مع أن المتغيرين لا يختلفان فى الانحراف المعيارى (٢,٣٠، ٢,٠٦) وعليه فإن مفهوم الذات أكثر قوة فى التنبؤ بالمسئولية الاجتماعية عن مستوى الدخل (Shavelson, 1988 : 598).

أما إذا اختلف تباين المتغيرين، ووحدات القياس الخاصة بهما، فإننا نحول معاملى الانحدار إلى معاملات انحدار معيارية (بيتا)، أى معاملات انحدار تعتمد على الدرجات المعيارية للمتغيرات حتى يكون تباين كل منها هو الوحدة.

ولتعديل معاملات الانحدار العادية إلى معيارية تستخدم المعادلة التالية (مراد ٢٠٠٠م، ٤٥٠):

$$\text{بيتا}(\beta) = \text{ب} \times \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{ص}}} \qquad (٩-٤١)$$

حيث بيتا (β) هى معامل الانحدار الجزئى المعيارى، وبالتالى فإن حجم بيتا يدل على قوة إسهام المتغير المستقل فى التنبؤ دون الخوف من اختلاف التباينات أو اختلافات وحدات القياس (Shavelson, 1988 : 599) وبالتطبيق على المثال السابق فإن:

بيتا١ (مفهوم الذات) = ٢,٤٦٨ × $\frac{٢,٣٠}{١٠,٥٦٥}$ = ٠,٥٣٧ (٩-٤٢)

بيتا٢ (مستوى الدخل) = ١,٩٥٥ × $\frac{٢,٠٦}{١٠,٥٦٥}$ = ٠,٣٨١ (٩-٤٣)

ومن الواضح أن معاملى الانحدار مختلفان، مما يدل على الاستنتاج بأن مفهوم الذات أكثر قوة فى التنبؤ بالمسئولية الاجتماعية عن مستوى الدخل.

أما مربع معامل الارتباط المتعدد، أى معامل التحديد = (٠,٥٧٤) ٢ = ٠,٣٢٩ . فيعنى أن نسبة (٣٢,٩٪) من تباين المتغير التابع (المسئولية الاجتماعية) ترجع إلى الانحدار الخطى للمتغيرات المستقلة. وعليه فإن مفهوم الذات ومستوى الدخل يفسران (٣٢,٩٪) من تباين المسئولية الاجتماعية. كما أن (٦٧,١٪) من التباين غير مفسر ويرجع إلى متغيرات أخرى.

وبالتطبيق على معادلة معامل التحديد المصحح نجد أن:

(ر~٢) = ١ − [(١٠ − ١) (١ − ٠,٥٧٤٢) / (١٠ − ٣)] = ٠,١٣٨ (٩-٤٤)

وبالتالى تكون نسبة التباين المفسر هى (١٣,٨٪) من تباين المتغير التابع، ويرجع الانخفاض الكبير من (٣٢,٩٪) (معامل التحديد قبل التصحيح) إلى (١٣,٨٪) (معامل التحديد بعد التصحيح) إلى أن حجم العينة صغير جداً.

وتجدر الإشارة إلى نقطة مهمة جداً فى تحليل الانحدار والارتباط المتعدد ومرتبطة بخطأ شائع فى استخدام تحليل الانحدار والارتباط المتعدد، فمن المألوف أن يحدد الباحث المتغيرات المستقلة (المنبئات) التى يستخدمها فى التنبؤ اعتماداً على أدبيات البحث أو نظرية معينة يرغب فى اختبارها. وقد تدل الأدبيات (أو النظرية) على استخدام متغير مركب من عدة عناصر فرعية، ويستخدم الباحث هذه العناصر الفرعية كمنبئات، ولا ضرر

فى هذا. ولكن المشكلة تكمن فى استخدام العناصر الفرعية والدرجة الكلية أيضًا فى معادلة واحدة. وفى هذه الحالة تكون النتائج التى يتوصل إليها الباحث غير صحيحة؛ لأن استخدام مجموع العناصر (أو مجموع عدة متغيرات) كمتغير آخر فى التحليل يؤدى إلى عدم إمكانية الحاسوب التوصل إلى مقلوب لمصفوفة الارتباط (أو مجموع المربعات) فيقدم مقلوبًا شرطيًا Inverse تكون نتائجه غير دقيقة. ويرجع السبب إلى أن محددة المصفوفة Determinant تساوى الصفر، وبالطبع لا نستطيع القسمة على صفر (مراد، ٢٠٠٠م: ٤٤٩).

وسوف نكتفى فى هذا الجزء بتوضيح كيفية قراءة وتفسير النتائج المستخلصة من برنامج SPSS بدون الخوض فى تفاصيل المعادلات والعمليات الحسابية.

مثال (٩-٣) فى ملف "الانحدار البسيط والمتعدد" الذى يحتوى على المتغيرات التالية: ص (المتغير التابع) ويمثل درجة الأداء الوظيفى (الدرجة من ١٠٠)، والمتغيرات المستقلة س١ ويمثل عدد سنوات التعليم، س٢ ويمثل خبرة الموظف (بالسنة)، س٣ مرتبة الموظف. والمطلوب هو دراسة نموذج الانحدار الخطى المتعدد العادى (إدخال كل المتغيرات المستقلة فى النموذج) لدرجة الأداء الوظيفى على عدد سنوات التعليم، وخبرة الموظف، ومرتبة الموظف.

الحـــــــل

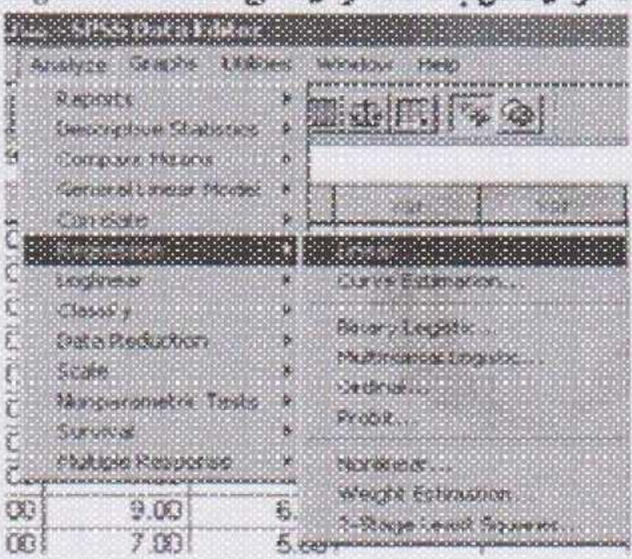
هنا يوجد أيضًا مجموعة من التساؤلات البحثية أو الفروض الإحصائية التى يستطيع نموذج الانحدار المتعدد الإجابة عنها أو اختبارها، ومنها:

- ما هى أهم العوامل (أو المتغيرات) التى تؤثر فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لعدد سنوات تعليم الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لخبرة الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- هل هناك تأثير معنوى لمرتبة الموظف فى درجة الأداء الوظيفى؟
- ما هى قدرة المتغيرات (عدد سنوات تعليم الموظف، وخبرته، ومرتبته الوظيفية) مجتمعة فى التنبؤ بدرجة الأداء الوظيفى؟

ولإجراء تحليل الانحدار الخطى المتعدد نفتح ملف بيانات "الانحدار البسيط والمتعدد"، ثم نتبع الخطوات التالية:

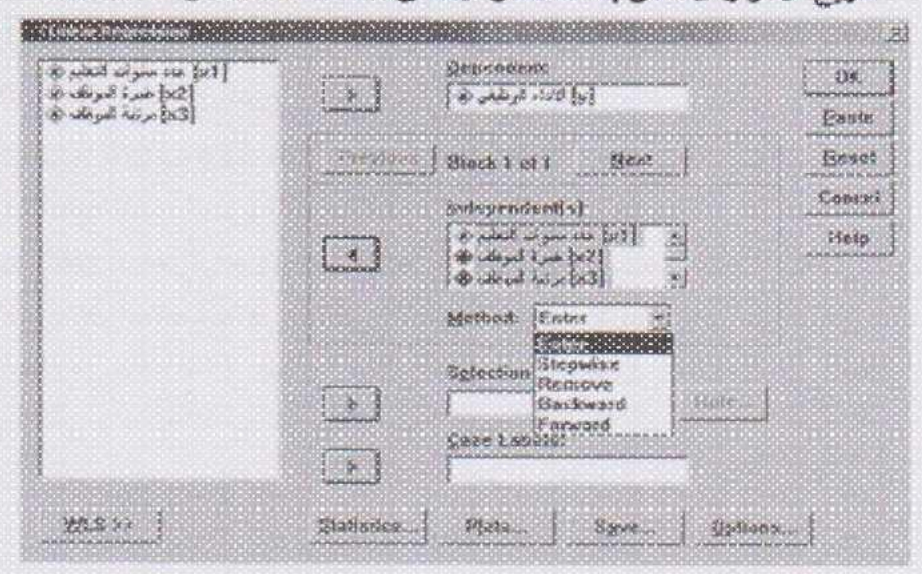
- نختار أمر Regression من قائمة Analyze ثم نختار أمر Linear كما هو موضح فى الشكل التالى:

(شكل رقم ٩-١٤)
اختيار الأمر الخاص بالانحدار الخطى المتعدد Linear Regression



- يظهر لنا بعد ذلك مربع الحوار Linear Regression ، وفيه نختار - من قائمة المتغيرات - المتغير التابع (درجة الأداء الوظيفى) وننقله إلى المكان المخصص له، وهو المستطيل Dependent ثم نختار المتغيرات المستقلة، وهى هنا س١ عدد سنوات تعليم الموظف، س٢ عدد سنوات خبرة الموظف، س٣ مرتبة الموظف ونضعها فى المستطيل Independent (s).

(شكل رقم ٩-١٥)
مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطى المتعدد Linear Regression



- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression نختار الطريقة الملائمة للنموذج المدروس من خلال اختيار إحدى الطرق الموجودة فى قائمة الاختيار Method، التى تحتوى على خمسة اختيارات هى:

أ) الاختيار الأول (الطريقة الأولى) Enter: تستخدم هذه الطريقة عندما نكون بحاجة إلى إدخال المتغيرات المستقلة إلى المعادلة فى خطوة واحدة، دون فحص أى المتغيرات التى لها أثر ذو دلالة إحصائية على المتغير التابع.

ب) الاختيار الثانى (الطريقة الثانية) Stepwise: هى الطريقة الأفضل والأكثر استخدامًا، وفيها يتم إدخال المتغيرات المستقلة إلى معادلة الانحدار على خطوات، بحيث يتم إدخال المتغير المستقل ذى الارتباط الأقوى مع المتغير التابع، بشرط أن يكون هذا الارتباط ذا دلالة إحصائية (يحقق شرط الدخول إلى معادلة الانحدار)، وفى الخطوات التالية يتم إدخال المتغير المستقل ذى الارتباط الجزئى الأعلى الدال إحصائيًا مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرات المستقلة التى أدخلت إلى المعادلة، ثم تفحص المتغيرات الموجودة فى معادلة الانحدار فيما إذا كانت تحقق شرط البقاء فى معادلة الانحدار (ذات دلالة إحصائية) أم لا، فإذا لم يحقق أحدها شرط البقاء فى المعادلة فإنه يخرج من المعادلة، وتنتهى عملية إدخال أو إخراج المتغيرات المستقلة عندما لا يبقى أى متغير يحقق شرط الدخول إلى المعادلة أو شرط البقاء فيها.

ج) الاختيار الثالث (الطريقة الثالثة) Remove: فيها يتم التعامل مع مجموعات المتغيرات الموجودة فى مربع Block كوحدة واحدة بحيث يخرج من المعادلة المجموعة كاملة إذا لم تحقق شرط البقاء فى المعادلة.

د) الاختيار الرابع (الطريقة الرابعة) Backward: هنا يتم إدخال جميع المتغيرات المستقلة مرة واحدة إلى معادلة الانحدار، ثم يحذف فى الخطوة الأولى المتغير المستقل ذو الارتباط الجزئى الأدنى مع المتغير التابع الذى لا يحقق شرط البقاء (غير دال إحصائيًا)، وتنتهى الخطوات عندما لا يبقى أى متغير لا يحقق شرط البقاء فى معادلة الانحدار، بمعنى أن جميع المتغيرات المتبقية فى معادلة الانحدار لها أثر ذو دلالة إحصائية للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

هـ) الاختيار الخامس (الطريقة الخامسة) Forward: يتم هنا إدخال المتغيرات المستقلة على خطوات، بحيث يدخل فى الخطوة الأولى المتغير المستقل ذو الارتباط الأعلى مع

المتغير التابع الذى يحقق شرط الدخول إلى المعادلة (دال إحصائيًا)، وفى الخطوات التالية يتم إدخال المتغيرات تباعًا حسب ترتيب ارتباطها الجزئى، مع المتغير التابع تنازليًا بشرط تحقق شروط الدخول إلى المعادلة، أى يتم فى الخطوة التالية إدخال المتغير ذى الارتباط الجزئى الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغير الذى دخل إلى المعادلة فى الخطوات الأولى بشرط أن يحقق هذا المتغير شرط الدخول، ثم يدخل فى الخطوة الثالثة المتغير ذو الارتباط الجزئى الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرين اللذين دخلا إلى معادلة الانحدار، وتتوقف الخطوات عندما لا يتبقى أى متغير يحقق شرط الدخول إلى المعادلة.

وسنقوم فى هذا المثال باستخدام طريقة Enter ثم نتعرض لنتائج طريقة Stepwise فى المثال القادم.

- من النافذة الرئيسة السابقة الخاصة بـ Linear Regression ننقر على Statistics ونختار أيضًا ما نريد من المقاييس الإحصائية اللازمة لوصف العلاقة من النافذة الفرعية، كما يتم التعامل مع النوافذ الفرعية الأخرى مثل نافذة Plots، ونافذة Save، ونافذة Options وذلك كما سبق أن أوضحناه فى المثال الخاص بتحليل الانحدار البسيط. وبعد تحديد ما نريد من هذه الخيارات نقوم أخيرًا بالضغط على .O.K فنحصل على النتائج الخاصة بتحليل الانحدار المتعدد باستخدام طريقة Enter كما يلى:

١ - الجدول الأول (جدول ٩-٩) يظهر قيم المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية وعدد المشاهدات للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-٩)

بعض الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع وللمتغيرات المستقلة

Descriptice Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
الأداء الوظيفى Y	75.0909	13.8640	33
عدد سنوات التعليم X1	11.9394	3.6652	33
خبرة الموظف X2	12.2121	4.8654	33
مرتبة الموظف X3	8.2121	3.1000	33

٢ – الجدول الثانى (جدول ٩–١٠) يظهر مصفوفة معاملات الارتباط (ومستوى دلالتها) بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، ومن خلال هذه المصفوفة يمكن تحديد أى المتغيرات له الأثر الأكبر فى المتغير التابع، كما يمكن استخدام هذه المصفوفة للتعرف على الارتباطات الداخلية بين المتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-١٠)

مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغير التابع وجميع المتغيرات المستقلة

Correlations

		الأداء الوظيفى Y	عدد سنوات التعليم X1	خبرة الموظف X2	مرتبة الموظف X3
Pearson Correlation	Y الأداء الوظيفى	1.000	.962	.952	.908
	X1 عدد سنوات التعليم	.962	1.000	.937	.914
	X2 خبرة الموظف	.952	.937	1.000	.931
	X3 مرتبة الموظف	.908	9.14	.931	1.000
Sig. (1-tailed)	Y الأداء الوظيفى	.	.000	.000	.000
	X1 عدد سنوات التعليم	.000	.	.000	.000
	X2 خبرة الموظف	.000	.000	.	.000
	X3 مرتبة الموظف	.000	.000	.000	.
N	Y الأداء الوظيفى	33	33	33	33
	X1 عدد سنوات التعليم	33	33	33	33
	X2 خبرة الموظف	33	33	33	33
	X3 مرتبة الموظف	33	33	33	33

٣ – النتيجة التالية (جدول ٩–١١) تمثل بيانًا بالمتغيرات المستقلة التى دخلت فى معادلة الانحدار وهى ثلاثة متغيرات، ولا يوجد متغيرات قد استبعدت من الدخول؛ لأننا فى الطريقة العادية Enter لا نستبعد أى متغيرات:

(جدول رقم ٩-١١)
المتغيرات المستقلة التى دخلت فى معادلة الانحدار فى هذه المرحلة
Variables Entered/Removed[b]

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	X3 مرتبة الموظف X1 عدد سنوات التعليم[a] X2 خبرة الموظف	.	Enter

a. All requested variables entered.
b. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٤ – الجدول التالى (جدول ٩–١٢) يبين ملخصاً لنتائج تحليل الانحدار الذى تظهر فيه قيمة معامل الارتباط المتعدد (R = 0.973) بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، والذى يدل فى هذا المثال على أن هناك ارتباطاً قوياً بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، كما يظهر فى هذا الجدول قيمة معامل التحديد الأصلية (R Square = 0.946) والقيمة المعدلة لمعامل التحديد وهى الأصدق (R Square = 0.941 Adjusted) واللتين تدلان على مقدرة المتغيرات المستقلة فى التنبؤ بقيم المتغير التابع، والذى يدل فى هذا المثال على أن (٩٤٪) تقريباً من التباين فى المتغير التابع راجع إلى المتغيرات المستقلة الموجودة فى النموذج. كما يظهر فى هذا الجدول أيضاً قيمة الخطأ المعيارى للتقدير Std. Error of the Estimate.

(جدول رقم ٩-١٢)
ملخص نتائج تحليل الانحدار
Mode Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.973[a]	.946	.941	3.3710

a. Predictors: (Constant), X3 مرتبة الموظف X1 عدد سنوات التعليم X2 خبرة الموظف

٥ – أما الجدول التالى (جدول ٩–١٣) فيبين نتائج تحليل تباين الانحدار الذى من خلاله يتم اختبار دلالة R2 الكلية، حيث يستدل على نسبة التباين الذى تفسره المتغيرات المستقلة من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة .Sig أقل من (٠,٠٥) فإن

هذه النسبة تكون مقبولة إحصائيًا، أما إذا كانت قيمة .Sig أكبر من (٠,٠٥) فإن المتغيرات المستقلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع، أى لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات للتنبؤ بقيم المتغير التابع. وفى هذا المثال، نجد أن قيمة Sig. = 0.000 وهى أقل من (٠,٠٠١) لذا يمكن القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائيًا عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١)، ومن جدول تحليل التباين يمكن إيجاد استنتاج متوسط مربعات البواقى أو ما يسمى بتباين البواقى Mean Square of Residual وهو (١١,٣٦٤) وبأخذ الجذر التربيعى لهذا المقدار نحصل على ما يسمى "خطأ التقدير" أو الخطأ المعيارى للتقدير، وهو مقياس لدرجة دقة القيم المتنبأ بها، وهو فى هذا المثال (٣,٣٧) وهو مقدار صغير، مما يدل على جودة النموذج المستخدم فى التنبؤ.

(جدول رقم ٩-١٣)

نتائج تحليل تباين الانحدار ANOVA

ANOVA[b]

Model		Sum of Square	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5821.173	3	1940.391	170.750	.000[a]
	Residual	329.554	29	11.364		
	Total	6150.727	32			

a. Predictors: (Constant), X3 مرتبة الموظف X1 عدد سنوات التعليم X2 خبرة الموظف

b. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٦ – والجدول التالى (جدول ٩-١٤) يوضح نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات، حيث يحتوى على ما يلى:

– تقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار موضحة فى عمود B وبالتالى تكون معادلة الانحدار المقدرة فى هذا المثال كما يلى:

– $\hat{\text{ص}}$ (تقدير درجة الأداء الوظيفى) = ٣٤,٧٤٩ + ٢,١٩٧ $\text{س}_{١}$ (عدد سنوات التعليم) + ١,٢١ $\text{س}_{٢}$ (عدد سنوات الخبرة) – ٠,٠٨١ $\text{س}_{٣}$ (مرتبة الموظف).

– الخطأ المعيارى لتقدير ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار فى عمود .Std. Error، وهو يستخدم لإجراء اختبارات المعنوية لكل من الثابت ومعاملات الانحدار، كما أنه يُلقى الضوء على مقدار الخطأ الذى ارتكب لكل تقدير.

- تقدير لثابت الانحدار ومعاملات الانحدار بعد تحويلها إلى علامات معيارية Standardization وهى موجودة فى عمود Beta، ومن خلال هذه القيم يمكن معرفة أى المتغيرات لها تأثير أكبر فى المتغير التابع، وذلك من خلال قيمة Beta المقابلة لهذا المتغير (بصرف النظر عن الإشارة)، حيث يظهر أن المتغير $س_1$ (عدد سنوات التعليم) هو الأكبر أثراً؛ لأن Beta المقابلة له هى الأكبر، يليه المتغير $س_2$ (عدد سنوات الخبرة)؛ لأن Beta المقابلة لهذا المتغير هى التالية فى القيمة، يليه المتغير $س_3$ (مرتبة الموظف)؛ لأن Beta المقابلة لهذا المتغير هى التالية فى القيمة بدون النظر إلى الإشارة، حيث تعنى الإشارة السالبة أن العلاقة عكسية بين هذا المتغير والمتغير التابع.
- وفى العمودين الأخيرين من هذا الجدول تظهر قيمة المختبر الإحصائى t ومستوى الدلالة الخاصتين باختبار المعنوية لكل من ثابت الانحدار ومعاملات الانحدار على حدة، حيث يقارن قيمة الـ .Sig لكل منها بمستوى المعنوية الاسمى وليكن (٥٪) مثلاً، ونطبق القاعدة المعروفة للرفض أو القبول، وفى هذا المثال نجد أن قيمة .Sig الخاصة بثابت الانحدار تساوى (٠,٠٠٠) وهى أقل من مستوى المعنوية، وبالتالى نستطيع القول إن ثابت الانحدار دال إحصائياً، كما أن قيمة .Sig الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الأول تساوى (٠,٠٠٠) وهى أقل من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الأول دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الأول فى المتغير التابع هو تأثير معنوى، كما أن قيمة .Sig الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثانى تساوى (٠,٠٠٦) وهى أقل من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثانى دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الثانى فى المتغير التابع هو تأثير معنوى أيضاً، أما قيمة .Sig الخاصة بمعامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثالث تساوى (٠,٨٨٦) وهى أكبر من مستوى المعنوية، ونستطيع القول إن معامل الانحدار المقابل للمتغير المستقل الثالث غير دال إحصائياً، بمعنى أن تأثير المتغير المستقل الثالث فى المتغير التابع هو تأثير غير معنوى.

ويجب ملاحظة أنه إذا كانت نتيجة تحليل التباين غير معنوية فلابد من أن تكون جميع معاملات الانحدار أيضاً غير معنوية.

(جدول رقم ٩-١٤)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	34.749	2.227		15.607	.000
	X1 عدد سنوات التعليم	2.197	.491	.581	4.472	.000
	X2 خبرة الموظف	1.210	.412	.425	2.941	.006
	X3 مرتبة الموظف	-8.100E-02	.559	-.018	-.0145	.886

a. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

٧ – وأخيراً يبين الجدول التالى (جدول ٩–١٥) معاملات الارتباط والتغاير بين المتغيرات المستقلة.

(جدول رقم ٩-١٥)
نتائج معاملات الارتباط والتغاير بين المتغيرات المستقلة

Coefficient Correlations[a]

			X3 مرتبة الموظف	X1 عدد سنوات التعليم	X2 خبرة الموظف
1	Correlation	X3 مرتبة الموظف	1.000	-.329	-.529
		X1 عدد سنوات التعليم	-.329	1.000	-.576
		X2 خبرة الموظف	-.529	-.576	1.000
	Correlation	X3 مرتبة الموظف	.313	-9.049E-02	-.122
		X1 عدد سنوات التعليم	-9.049E-02	.241	-.116
		X2 خبرة الموظف	-.122	-.116	.169

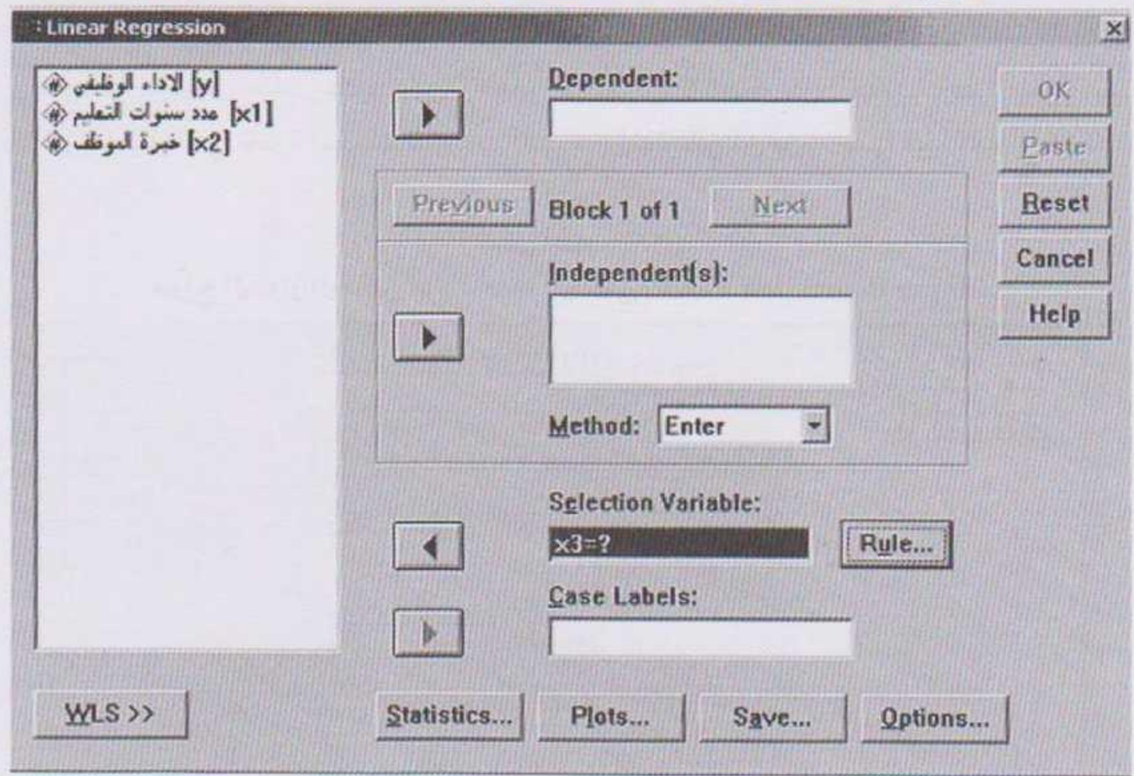
a. Dependent Varible: Y الأداء الوظيفى

بعض الملاحظات: في النافذة الرئيسة الخاصة Linear Regression يوجد بعض الخيارات التى لم نذكرها، مثل:

- المستطيل المعنون بـ Selection Variable: يستخدم لاختيار متغير معين بناء عليه نستطيع تحديد (اقتصار) التحليل على بعض الحالات (وليس كل الحالات)، ويتم هذا التحديد بناء على قيمة معينة أو أكثر لهذا المتغير. فمثلاً إذا أردنا اقتصار التحليل على الأفراد ذوى المراتب العليا فقط (الثالثة عشرة، والرابعة عشرة) فإننا ندخل متغير المرتبة X3 فى هذا المستطيل، كما هو موضح:

(شكل رقم ٩-١٦)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطى المتعدد Linear Regression



- ثم نختار التكويد الخاص بالأفراد ذوى المراتب العليا فقط (الثالثة عشرة، والرابعة عشرة) بعد الضغط على مفتاح Rule الذى ينشط فقط عند إدخال متغير الاختيار فى المستطيل) ونكتب التكويد الذى نرغب فيه، كما هو موضح:

(شكل رقم ٩-١٧)

مربع الحوار الخاص بتحديد قاعدة الاختيار Set Rule مجموعة من الحالات

- المفتاح الخاص بـ WLS وهو اختصار لـ Weighted Least-Square: ويعنى نموذج المربعات الصغرى المرجحة، الذى يستخدم فى حالة خاصة جداً، وهى الحالة التى يكون فيها تباين الأخطاء غير متساوٍ. فبعد الضغط عليه يُنشط المستطيل المعنون بـ WLS Weight الذى نقوم فيه بإدخال متغير جديد يعرف ليعبر عن أوزان كل حالة من الحالات، وهذا المتغير يتم تعريفه بناء على خبرة الباحث للبيانات التى من المفترض أن يوجد فيها اختلاف أو تشتت.

(شكل رقم ٩-١٨)

مربع الحوار الخاص بالانحدار الخطى المتعدد Linear Regression

(٩-٢-٤) كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية فى تحليل الانحدار:

حتى الآن، تعاملنا مع المتغيرات المستقلة على أنها متغيرات كمية، مثل مستوى الدخل، وحجم الأسرة ... إلخ. ولكن فى كثير من الأحيان نجد أننا أمام متغيرات مستقلة نوعية ذات أهمية عالية، وخصوصاً فى العلوم الاجتماعية، تسهم فى تفسير التغيير أو الاختلاف فى المتغير التابع. فعلى سبيل المثال نجد أن مستوى الإنفاق الاستهلاكى الإجمالى للأسرة يعتمد على متغيرات كمية مثل مستوى الدخل المتاح، حجم الأسرة، ... إلخ ويعتمد أيضًا على متغيرات نوعية مثل مستوى تعليم رب الأسرة (أمى، متعلم)، نوعية الحى الذى تقطنه الأسرة (حى راقٍ، حى شعبى)، ... إلخ. ولكن السؤال الآن كيف ندخل متغيرى نوعية الحى، ومستوى تعليم رب الأسرة فى معادلة الانحدار. الإجابة هنا أن هذه العملية تتطلب التعبير عن المتغيرات النوعية فى صورة كمية ذات فئات متساوية عن طريق تحويلها إلى متغيرات تعرف بالمتغيرات المؤشراتية أو المتغيرات الرمزية Dummy Variables، والمتغير الرمزى عادة يأخذ القيمة "واحد" فى حالة تحقق خاصية معينة والقيمة "صفر" فى حالة عدم تحقق هذه الخاصية. فمثلاً نفترض أن البيانات التى لدينا عن المتغير التابع مرتبة حسب الجنس (ذكر، أنثى)، ونريد تحديد أثر هذا التقسيم فى المتغير التابع، فبدلاً من اعتبار نموذجين منفصلين للانحدار نموذج للذكور ونموذج للإناث، سوف نعتبر نموذجًا واحداً للانحدار وندخل فيه متغير الجنس كمتغير مستقل عن طريق تحويله إلى متغير رمزى (ز) يأخذ قيمتين هما "١" إذا كان الشخص ذكرًا، "صفر" إذا كان الشخص أنثى أو العكس. أما إذا كان المتغير النوعى يحتوى على أكثر من وجهين مثل الحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، فإننا لابد من تحويل هذا المتغير إلى ثلاثة (عدد أوجه المتغير النوعى – ١) متغيرات رمزية كما يلى:

$ز_١$ = ١ إذا كان الشخص أعزب، صفر خلاف ذلك.

$ز_٢$ = ١ إذا كان الشخص متزوجًا، صفر خلاف ذلك.

$ز_٣$ = ١ إذا كان الشخص أرمل، صفر خلاف ذلك.

والجدول التالى يوضح كيفية إدخال البيانات فى هذه الحالة:

(٩-٢-٤) كيفية التعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية فى تحليل الانحدار:

حتى الآن، تعاملنا مع المتغيرات المستقلة على أنها متغيرات كمية، مثل مستوى الدخل، وحجم الأسرة ... إلخ. ولكن فى كثير من الأحيان نجد أننا أمام متغيرات مستقلة نوعية ذات أهمية عالية، وخصوصاً فى العلوم الاجتماعية، تسهم فى تفسير التغيير أو الاختلاف فى المتغير التابع. فعلى سبيل المثال نجد أن مستوى الإنفاق الاستهلاكى الإجمالى للأسرة يعتمد على متغيرات كمية مثل مستوى الدخل المتاح، حجم الأسرة، ... إلخ ويعتمد أيضًا على متغيرات نوعية مثل مستوى تعليم رب الأسرة (أمى، متعلم)، نوعية الحى الذى تقطنه الأسرة (حى راقٍ، حى شعبى)، ... إلخ. ولكن السؤال الآن كيف ندخل متغيرى نوعية الحى، ومستوى تعليم رب الأسرة فى معادلة الانحدار. الإجابة هنا أن هذه العملية تتطلب التعبير عن المتغيرات النوعية فى صورة كمية ذات فئات متساوية عن طريق تحويلها إلى متغيرات تعرف بالمتغيرات المؤشراتية أو المتغيرات الرمزية Dummy Variables، والمتغير الرمزى عادة يأخذ القيمة "واحد" فى حالة تحقق خاصية معينة والقيمة "صفر" فى حالة عدم تحقق هذه الخاصية. فمثلاً نفترض أن البيانات التى لدينا عن المتغير التابع مرتبة حسب الجنس (ذكر، أنثى)، ونريد تحديد أثر هذا التقسيم فى المتغير التابع، فبدلاً من اعتبار نموذجين منفصلين للانحدار نموذج للذكور ونموذج للإناث، سوف نعتبر نموذجًا واحداً للانحدار وندخل فيه متغير الجنس كمتغير مستقل عن طريق تحويله إلى متغير رمزى (ز) يأخذ قيمتين هما "١" إذا كان الشخص ذكرًا، "صفر" إذا كان الشخص أنثى أو العكس. أما إذا كان المتغير النوعى يحتوى على أكثر من وجهين مثل الحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج، أرمل، مطلق)، فإننا لابد من تحويل هذا المتغير إلى ثلاثة (عدد أوجه المتغير النوعى – ١) متغيرات رمزية كما يلى:

$ز_{١}$ = ١ إذا كان الشخص أعزب، صفر خلاف ذلك.

$ز_{٢}$ = ١ إذا كان الشخص متزوجًا، صفر خلاف ذلك.

$ز_{٣}$ = ١ إذا كان الشخص أرمل، صفر خلاف ذلك.

والجدول التالى يوضح كيفية إدخال البيانات فى هذه الحالة:

وتم تنفيذ إجراء Linear Regression فحصلنا على النتائج التالية (جدول ٩–١٨):

نجد أن قيمة Sig. = 0.000 وهى أقل من (٠,٠٠١) فإننا يمكن القول إن معامل التحديد R Square الكلى أو معادلة الانحدار ككل دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (٠,٠٠١).

(جدول رقم ٩-١٨)
نتائج تحليل تباين الانحدار ANOVA
ANOVA[b]

	Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2226.392	3	742.131	10.377	.000[a]
	Residual	2002.483	28	71.517		
	Total	4228.875	31			

a. Predictors: (Constant), س٣ المستوى التعليمى، س١ الجنسية، س٢ النوع
b. Dependent Varible: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

أما الجدول التالى (جدول ٩–١٩) وعند تفسير معاملات الانحدار نجد أن هناك عدم منطقية فى التفسير. فمثلاً عند تفسير معامل الانحدار المناظر لمستوى التعليم، ماذا يعنى: عند زيادة مستوى التعليم بمقدار الوحدة (ماذا تعنى الوحدة هنا) فإن هذا يؤدى إلى زيادة درجة الرضا فى المتوسط بنحو (٦,٣٥) درجة. وكذلك الحال بالنسبة لأى متغير نوعى، لا يوجد معنى منطقى للتفسير.

(جدول رقم ٩-١٩)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات
Coefficients[a]

	Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
		B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	70.073	6.763		10.361	.000
	س١ الجنسية	-13.477	3.126	-.568	-4.0311	.000
	س٢ النوع	-.495	3.192	-.022	-.155	.878
	س٣ المستوى التعليمى	6.358	2.029	.432	3.133	.004

b. Dependent Varible: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

لذلك عند دراسة تحليل الانحدار يجب أن نتعامل مع المتغيرات المستقلة النوعية كمتغيرات رمزية، بمعنى أنه يجب إعادة تكويد Recode المتغيرات النوعية إلى متغيرات جديدة Into Different Variables كما يلى:

- بالنسبة لمتغير الجنسية (ثنائى الأوجه):

سعودى يأخذ الكود (١)، غير سعودى يأخذ الكود (صفر).

- بالنسبة لمتغير النوع (ثنائى الأوجه أيضًا):

ذكر يأخذ الكود (١)، أنثى يأخذ الكود (صفر).

- بالنسبة لمتغير المستوى التعليمى (أكثر من وجهين وهنا ثلاثة أوجه):

يتم تحويل هذا المتغير إلى متغيرين رمزيين (عدد أوجه المتغير النوعى - ١) كما يلى:

- تعليم ١ (س ٣أ) = ١ إذا كان المراجع ذا مستوى تعليم متوسط، صفر خلاف ذلك (إما تعليم ثانوى أو تعليم جامعى).
- تعليم ٢ (س ٣ب) = ١ إذا كان المراجع ذا مستوى تعليم ثانوى، صفر خلاف ذلك (إما تعليم متوسط أو تعليم جامعى).

أما إذا كان المراجع ذا تعليم جامعى فإنه يتحدد تلقائيًا إذا كان هو غير متوسط (س ٣أ = صفر) وفى نفس الوقت غير ثانوى (س ٣ب = صفر).

وبالتالى تكون المتغيرات الجديدة والتكويد الجديد الخاص بهذه المتغيرات، كما يلى:

(جدول رقم ٩-٢٠)
التكويد الخاص بالمتغيرات النوعية فى حالة دراسة الانحدار

المتغير	التكويد Value Label
س١أ (الجنسية رمزى)	(١) سعودى، (صفر) خلاف ذلك.
س٢أ (النوع رمزى)	(١) ذكر، (صفر) خلاف ذلك.
س٣أ (تعليم متوسط)	(١) تعليم متوسط، (صفر) خلاف ذلك.
س٣ب (تعليم ثانوى)	(١) تعليم ثانوى، (صفر) خلاف ذلك.

وبعد تنفيذ إجراء Linear Regression على المتغيرات الجديدة، نحصل على النتائج التالية:

(جدول رقم ٩-٢١)
نتائج تحليل الانحدار الخاصة بالمعاملات
Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients B	Unstandardized Coefficients Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.
1	(Constant)	62.051	3.311		18.743	.000
	س١أ الجنسية رمزى	13.342	3.155	.562	4.228	.000
	س٢أ النوع رمزى	.413	3.219	.018	.128	.899
	س٣أ تعليم متوسط	-12.325	4.123	-.464	-2.989	.006
	س٣ب تعليم ثانوى	-8.540	3.536	-.360	-2.415	.023

b. Dependent Varible: ص درجة الرضا العام عن الخدمات

فى هذه الحالة وعند تفسير معاملات الانحدار نجد أن هناك منطقية فى التفسير. فمثلاً عند تفسير معامل الانحدار المناظر لمستوى تعليم متوسط (– ١٢,٣٢٥)، نجد أنه يعنى درجة رضا المراجعين ذوى التعليم المتوسط تقل فى المتوسط بنحو (١٢,٣٢٥) درجة عن درجة رضا المراجعين ذوى المراحل التعليمية الأخرى. وكذلك الحال بالنسبة لأى متغير نوعى.

(٩-٢-٥) طرق اختيار المتغيرات المستقلة فى نموذج الانحدار المتعدد:

عرضنا فيما سبق النموذج المعتاد (الطريقة المعتادة) فى تحليل الانحدار المتعدد وهو يعتمد على اختيار الباحث لمجموعة من المتغيرات المستقلة (المنبئة) على أساس نظرى أو فكرى، وتضمينها فى معادلة الانحدار مرة واحدة لنحصل على المعادلة التى تصف العلاقة بين كل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع مرة واحدة دون مناقشة هل كل المتغيرات المستقلة يجب أن تدخل فى المعادلة أم لا؟ وربما يفيد هذا النموذج (أو الطريقة) فى تقدير الأهمية النسبية لهذه المتغيرات فى التنبؤ بالمتغير التابع. ولكن كثيراً ما يهدف الباحث إلى محاولة التوصل إلى أفضل مجموعة من المتغيرات المستقلة التى يمكن الاستعانة بها فى التنبؤ الجيد بمتغير تابع معين. وهنا يهتم بالحصول على أعلى قيمة لمعامل التحديد بأقل

عدد من المتغيرات المستقلة. ولكن نظراً لأن معظم المتغيرات فى البحوث الاجتماعية تكون مرتبطة ببعضها البعض، فإنه يمكن اختيار مجموعة صغيرة من هذه المتغيرات تجعل قيمة معامل التحديد متقاربة للقيمة التى يحصل عليها إذا استخدم جميع المتغيرات.

وبالطبع لا يوجد أسلوب أمثل لاختيار هذه المجموعة من المتغيرات، أو بمعنى آخر اختيار أفضل نموذج، يضم عدداً قليلاً من المتغيرات ويعطى أعلى درجة من الدقة فى التنبؤ بالمتغير التابع، وهناك عدة طرق (نماذج) تستخدم لهذا الغرض، ومعظم هذه الطرق يجب إجراؤها باستخدام الحاسب بسبب كثرة وتعقد العمليات الحسابية التى تتطلبها. وعموماً هناك مجموعة من المعايير المرتبطة تستخدم للمفاضلة بين النماذج مثل مقياس معامل التحديد (ر٢)، اختبار (ف) الجزئى، مقدار الانحراف المعيارى للنموذج، إحصاء ملاوس Mallows وتستخدم هذه المقاييس للمقارنة بين نموذج الانحدار الكامل ونموذج الانحدار المخفض (إسماعيل ٢٠٠١م، ٣٢٠-٣٢٣):

١ – معيار معامل التحديد (ر٢):

يستخدم للمقارنة بين أكثر من نموذج للانحدار عندما يكون المتغير التابع واحداً، ويعتبر النموذج الذى يعطى أعلى قيمة لمعامل التحديد هو أفضل نموذج؛ لأنه يفسر أكبر قدر من تباين المتغير التابع. إلا أنه يعاب على هذا المعيار أن قيمته للنموذج الكامل تكون دائمًا أكبر من قيمته فى النموذج المخفض لاحتواء النموذج الكامل على عدد أكبر من المتغيرات المستقلة، إلا أنه من الممكن التغلب على هذه المشكلة بالاعتماد على معامل التحديد المصحح للتغلب على هذه المشكلة.

٢ – معيار اختبار (ف) الجزئى:

يستخدم لاختبار ما إذا كان الفرق بين مجموع مربعات البواقى للنموذج المخفض ومجموع مربعات بواقى النموذج الكامل يختلف عن الصفر أم لا؛ لأنه إذا كان هذا الفرق غير معنوى فيفضل استخدام النموذج المخفض للحصول على نفس القدرة التنبؤية التى يمكن الحصول عليها من النموذج الكامل.

٣ – معيار الانحراف المعيارى:

إذا كان الانحراف المعيارى للنموذج المخفض (متوسط مجموع مربعات البواقى لهذا النموذج) أقل من أو يساوى الانحراف المعيارى للنموذج الكامل، فيفضل استخدام

النموذج المخفض للحصول على نفس القدرة التنبؤية التى يمكن الحصول عليها من النموذج الكامل.

٤ – معيار إحصاء ملاوس:

يساعد إحصاء ملاوس فى تحديد عدد المتغيرات المستقلة التى يجب إدخالها فى نموذج الانحدار الأفضل، فالنموذج الجيد هو الذى يساوى عدد معاملاته (عدد المتغيرات+١) قيمة إحصاء ملاوس.

سبق القول إن هذه المعايير هى معايير مرتبطة، ولا يوجد معيار واحد يكون باستمرار هو الأفضل. فمثلاً نجد أن قيمة معامل التحديد تزداد بإضافة أى متغير مستقل، فى حين يمكن أن تنخفض قيمة الانحراف المعيارى فى حالة إضافة متغير مستقل. هذا وتجدر الإشارة إلى أنه من الناحية العملية يمكن الحصول على نماذج مختلفة باستخدام هذه المعايير (إسماعيل ٢٠٠١م، ٣٢٣).

الطريقة الأولى – طريقة اختيار أفضل معادلة من بين معادلات الانحدار الممكن توفيقها All Possible Regression Procedure:

تعتمد هذه الطريقة على إجراء تحليل الانحدار عدة مرات لكل البدائل الممكنة من المتغيرات المستقلة، ثم نختار أفضل معادلة انحدار (وفقًا للمعايير المذكورة آنفًا). ففى حالة وجود خمسة متغيرات مستقلة يكون عدد البدائل الممكنة = (٢)^{٥} – ١ = ٣١ معادلة ونختار منها أفضل معادلة. وبزيادة عدد المتغيرات المستقلة تزداد المشكلة صعوبة. ويرجع اقتراح هذه الطريقة إلى رانجر فيرستش Ranger Ferisch عام ١٩٣٤ .

الطريقة الثانية – طريقة إضافة المتغيرات على التوالى Forward (Stepwise) Inclusion:

الخطوة الأولى التى تتبع عند إجراء هذه الطريقة هى أن تحسب جميع معاملات الارتباط بين كل من المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. ويتم تضمين المتغير المستقل الذى يكون معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم (بيرسون) بينه وبين المتغير التابع أعلى هذه المعاملات فى معادلة الانحدار. ويلى ذلك تضمين المتغير المستقل التالى الذى يؤدى إلى زيادة ملحوظة فى معامل التحديد فى المعادلة بعد أن يؤخذ فى الاعتبار المتغير الذى تم تضمينه أولاً. ثم يلى ذلك تضمين المتغير الثالث الذى يرتبط بالمتغير التابع ارتباطًا عاليًا

بعد عزل أثر المتغيرين المستقلين السابقين فى معادلة الانحدار، وتستمر هذه العملية بقدر ما لدى الباحث من متغيرات مستقلة. ويجب فى كل خطوة مراعاة المحك الإحصائى المطلوب، أى الدلالة الإحصائية، للزيادة التى تحدث فى معامل التحديد نتيجة تضمين متغير مستقل جديد فى المعادلة. ولكن يجب أن يعلم الباحث أنه كلما زاد حجم العينة تكون الزيادة فى قيمة معامل التحديد لها دلالة إحصائية حتى لو كانت هذه الزيادة طفيفة، وهذا يبين أهمية حجم العينة فى تحليل الانحدار المتعدد. ولذلك يجب على الباحث أن يرتكن إلى محك آخر إلى جانب محك الدلالة الإحصائية، وليكن هذا المحك مرتبطاً بأهمية وتكلفة المتغير الجديد الذى يتم تضمينه فى معادلة الانحدار. إذ ربما لا يجنى الباحث فائدة تذكر من إضافة متغير مستقل يكون له دلالة إحصائية ولكن لا يكون له معنى يذكر. وعلى كل حال على الباحث أن يقرر بنفسه ما إذا كانت التكلفة والفائدة توازى ما يضيفه المتغير المستقل الجديد من تفسير منطقى لتباين المتغير التابع. وبالطبع يمكن أن يختلف هذا المحك الجديد من موقف بحثى إلى آخر. ومما هو جدير بالذكر أن الحاسب هو الذى يتولى عملية ترتيب تضمين المتغيرات المستقلة فى معادلة الانحدار، وبذلك لا يكون للباحث الحرية فى حذف أى من هذه المتغيرات المستقلة من المعادلة (علام، ١٩٩٣م: ٦٥٦).

الطريقة الثالثة – طريقة حذف المتغيرات على التوالى Backward Elimination:

نقطة البدء فى هذه الطريقة هى تضمين جميع المتغيرات المستقلة التى لدى الباحث فى معادلة الانحدار، وحساب معامل التحديد بين كل هذه المتغيرات المستقلة مع المتغير التابع. ويتم حذف المتغير الذى لا يؤدى حذفه إلى إنقاص قيمة معامل التحديد، ويعنى هذا أن كل متغير ينظر إليه كأنه قد تم تضمينه مؤخراً فى معادلة الانحدار. وبهذا نستطيع ملاحظة أى المتغيرات المستقلة تضيف أقل إضافة عندما يتم تضمينها مؤخراً فى المعادلة. ويمكن (كما فى الطريقة السابقة) تقدير النقص الذى يحدث فى معامل التحديد نتيجة لحذف متغير مستقل تبعًا لمحك الدلالة الإحصائية إلى جانب المحكات الأخرى المساعدة. فإذا لم يتم حذف أى من المتغيرات المستقلة ينتهى البرنامج. أما إذا تم حذف أحدها، فإن البرنامج يستمر بنفس الطريقة حتى ينتهى من جميع المتغيرات. وإذا أدى حذف أحد المتغيرات إلى نقص له دلالة أو أهمية فى قيمة معامل التحديد ينتهى البرنامج عند هذا الحد.

ومن الجدير بالذكر أن كلاً من الطريقتين السابقتين لا تؤدى بالضرورة إلى اختيار نفس المجموعة من المتغيرات المستقلة. والدليل على ذلك أنه فى الطريقة الأولى لا يتم حذف

هذا الكتاب

يستهدف هذا الكتاب تقديم علم الإحصاء لغير المختصين بسهولة ويسر، وذلك من خلال عرض المبادئ الإحصائية وأساليب التحليل دون الخوض في المعادلات الرياضية بلغة واضحة يفهمها القارئ والباحث العاديان.

ويعد هذا الكتاب البنية الأساسية المطلوبة لانتفاع الباحثين غير المختصين بعلم الإحصاء. ويوضح أهمية الإحصاء واستخداماته فى العلوم المختلفة وخاصة العلوم الاجتماعية، وذلك من خلال عرض شامل للعلم ووظائفه. كما يحوى عدداً كبيراً من الأساليب الإحصائية التى يظهر بعضها لأول مرة فى المراجع العربية.

ويتناول هذا الكتاب عدداً من الفصول التى تناقش موضوعين أساسيين أولهما المفاهيم الإحصائية الأساسية، وثانيهما كيفية استخدام الحاسب الآلى فى حساب هذه المفاهيم عن طريق البرنامج الإحصائى المعروف SPSS دون الفصل بينهما. فقد تم تقديم مفهوم الأسلوب الإحصائى أولاً من حيث تعريفه وتصنيفه (تبعاً لمستوى قياس المتغيرات) وكيفية استخدامه، ثم عرض طريقة حساب ذلك المفهوم من خلال برنامج SPSS - مع عرض مثال من بيانات واقعية، وتقديم شرح وافٍ مدعم بالصور للخطوات التى تتبع أثناء استخدام البرنامج لحساب ذلك المفهوم، ثم عرض النتائج المستخلصة، وأخيراً توضيح كيفية تفسير هذه النتائج باعتبارها نموذجاً للباحثين الذين يستخدمون ذلك البرنامج لتحليل بياناتهم.

ردمك : ٣ - ١٣٧ - ١٤ - ٩٩٦٠

تصميم واخراج وطباعة الإدارة العامة للطباعة والنشر - معهد الإدارة العامة ١٤٢٦هـ